



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2025/082

Région de la capitale nationale

Trajectoire de la population d'anguilles d'Amérique (*Anguilla rostrata*) en eau douce au Canada.

Adam S. van der Lee et Marten A. Koops

Pêches et Océans Canada
Laboratoire des Grands Lacs pour les pêches et les sciences aquatiques
867, chemin Lakeshore
Burlington (Ontario) L7S 1A1

Avant-propos

La présente série documente les fondements scientifiques des évaluations des ressources et des écosystèmes aquatiques du Canada. Elle traite des problèmes courants selon les échéanciers dictés. Les documents qu'elle contient ne doivent pas être considérés comme des énoncés définitifs sur les sujets traités, mais plutôt comme des rapports d'étape sur les études en cours.

Publié par :

Pêches et Océans Canada
Secrétariat canadien des avis scientifiques
200, rue Kent
Ottawa (Ontario) K1A 0E6

[http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/
DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca](http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca)



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du ministère des Pêches et des Océans, 2025

Ce rapport est publié sous la [Licence du gouvernement ouvert – Canada](#).

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-79922-3 N° cat. Fs70-5/2025-082F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

van der Lee, A.S., et Koops, M.A. 2025. Trajectoire de la population d'anguilles d'Amérique (*Anguilla rostrata*) en eau douce au Canada. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2025/082. iv + 62 p.

Also available in English :

van der Lee, A.S. and Koops, M.A. 2025. American Eel (*Anguilla rostrata*) Freshwater Population Trajectory in Canada. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2025/082. iv + 56 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	iv
INTRODUCTION	1
MÉTHODES.....	3
DONNÉES	3
MODÈLES	5
Modèles de normalisation	6
Tendance à l'échelle du Canada.....	13
RÉSULTATS.....	16
MODÈLES DE NORMALISATION.....	16
Scotia-Fundy	16
Sud du golfe	19
Nord du golfe.....	21
Bassin du Saint-Laurent.....	21
TENDANCE À L'ÉCHELLE DU CANADA.....	26
Analyse des facteurs dynamiques	33
DISCUSSION.....	35
RÉFÉRENCES	38
ANNEXE 1 – MODÈLES DE NORMALISATION POUR LA ZONE SCOTIA-FUNDY	41
ANNEXE 2 – MODÈLES DE NORMALISATION POUR LA ZONE DU SUD DU GOLFE	44
ANNEXE 3 – MODÈLES DE NORMALISATION POUR LA ZONE DU NORD DU GOLFE	46
ANNEXE 4 – MODÈLES DE NORMALISATION POUR LA ZONE DU BASSIN DU SAINT-LAURENT	48
ANNEXE 5 – TENDANCE À L'ÉCHELLE DU CANADA.....	52
ANNEXE 6 – ANALYSE DES FACTEURS DYNAMIQUES – DONNÉES BRUTES	61

RÉSUMÉ

La description des tendances de l'abondance de l'anguille d'Amérique (*Anguilla rostrata*) a été abordée régulièrement à divers endroits dans l'aire de répartition de l'espèce; toutefois, la description d'une trajectoire commune pour l'ensemble de la population panmictique a constitué un défi. Pour relever ce vaste défi, douze ensembles de données indépendants de la pêche relatifs à des milieux d'eau douce dans l'aire de répartition canadienne ont été utilisés pour estimer une trajectoire de l'abondance relative de l'anguille d'Amérique à l'échelle du Canada. Ces ensembles de données couvraient une période moyenne de 29 ans par série chronologique (intervalle : de 14 à 65) au cours de la période de 1952 à 2018. Les séries chronologiques portaient principalement sur les anguilles jaunes ($n = 10$), mais également sur les civelles ($n = 1$) et les anguilles argentées ($n = 1$). Chaque ensemble de données a été normalisé afin de contrôler les facteurs de confusion potentiels, et les modèles statistiques normalisés ont été utilisés pour générer une série chronologique normalisée de l'abondance relative. Ces abondances relatives normalisées ont été mises à une échelle commune, et une tendance à l'échelle du Canada a été ajustée. En général, les ensembles de données contenant plus de données historiques présentaient des tendances annuelles plus négatives. La tendance à l'échelle du Canada a produit des taux moyens de déclin de -0,021 à -0,046 par année depuis 1980. Le modèle a indiqué une probabilité de déclin de la population d'eau douce du Canada de 100 % depuis 1980 et une probabilité de déclin d'au moins 50 % de 69,2 à 100 %. Lorsque les données étaient limitées aux années 2000 à 2018, les tendances étaient moins négatives et ne différaient pas de zéro. Les résultats résistaient aux normalisations des données, à l'inclusion ou à l'exclusion d'ensembles de données distincts et aux ajustements pour la distribution spatiale des données. Dans l'ensemble, cette analyse montre que si l'abondance de l'anguille d'Amérique en eau douce au Canada a été stable au cours des deux dernières décennies, des déclin importants ont précédé cette période et ne se sont pas limités au bassin du Saint-Laurent.

INTRODUCTION

L'anguille d'Amérique (*Anguilla rostrata*) occupe une vaste aire de répartition sur toute la côte ouest de l'Atlantique Nord, s'étendant de la côte nord de l'Amérique du Sud au Groenland (figure 1). Elle occupe des milieux d'eau douce, saumâtres et marins côtiers, et présente une stratégie du cycle vital unique dans laquelle les adultes sémelpares, appelés anguilles argentées, migrent sur de longues distances vers la mer des Sargasses pour frayer en tant que population reproductrice panmictique unique. Les larves, appelées leptocéphales, sont réparties le long de la côte ouest de l'Atlantique Nord et se transforment en civelles transparentes puis en civelles lorsqu'elles atteignent le littoral. Les anguilles deviennent ensuite plus pigmentées et passent au stade d'anguilles jaunes, un stade juvénile prolongé. Une fois à maturité, elles deviennent des anguilles argentées, migrent vers la mer des Sargasses, fraient et meurent.

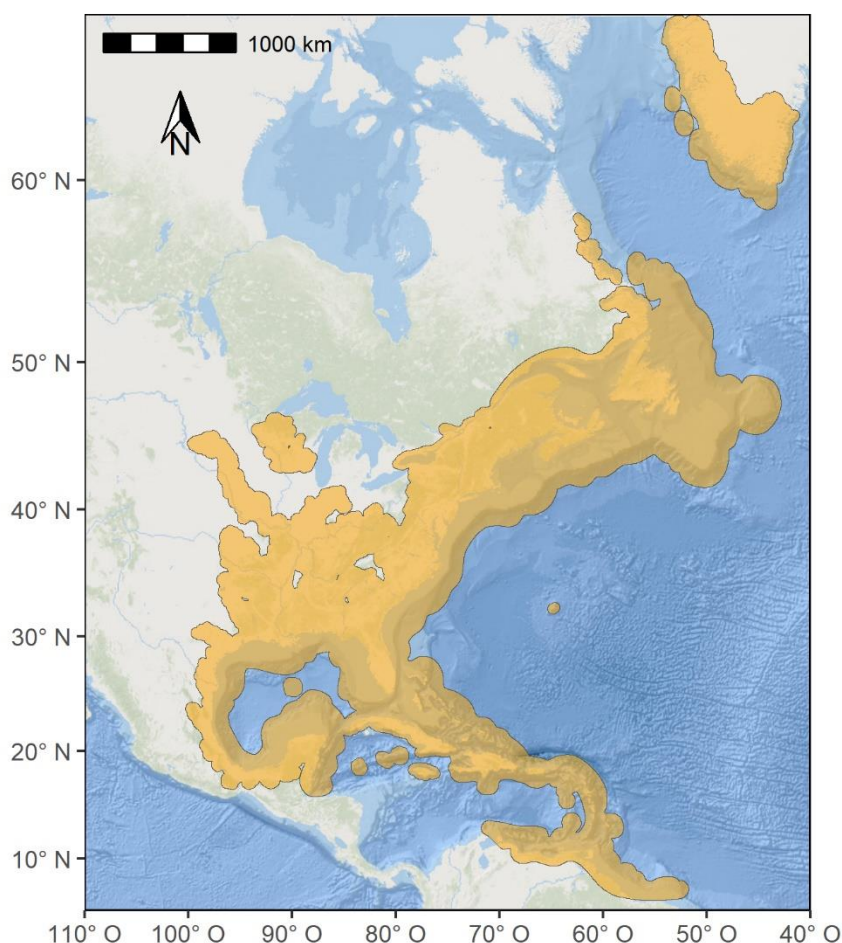


Figure 1. Répartition de l'anguille d'Amérique. Données provenant du site Web de la liste rouge de l'IUCN pour l'anguille d'Amérique (ASSG 2014; IUCN 2022).

Au Canada, l'anguille d'Amérique occupe tous les milieux accessibles depuis l'océan Atlantique, dans les Maritimes jusqu'à la côte du Labrador et dans le fleuve Saint-Laurent jusqu'au lac Ontario (figure 2). L'aire de répartition de l'anguille d'Amérique a été divisée en zones en fonction des limites des bassins versants (MPO 2014). Cinq zones ont été relevées au Canada : Scotia-Fundy, le sud du golfe du Saint-Laurent, le nord du golfe du Saint-Laurent, le bassin du Saint-Laurent et le Labrador (figure 1). Dans chacune de ces zones se trouvent de nombreux

affluents occupés par l'anguille d'Amérique. Rien n'indique une différenciation génétique entre les sous populations, et l'espèce dans son ensemble est considérée comme une seule population (Côte *et al.* 2013). Comprendre et décrire la trajectoire de cette population panmictique a constitué un défi.

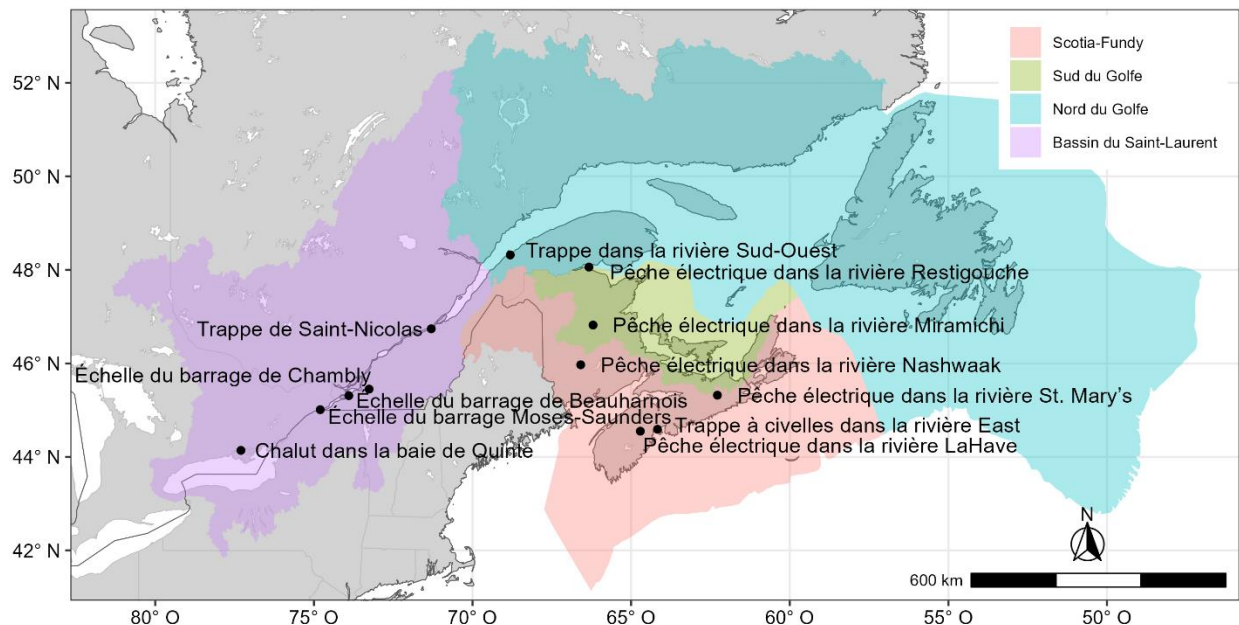


Figure 2. Aire de répartition canadienne de l'anguille d'Amérique divisée en zones (couleurs). L'emplacement des ensembles de données est indiqué. Données de Cairns *et al.* (2014) et de Cairns (2020).

La description et l'analyse des tendances de l'abondance de l'anguille d'Amérique ont été régulièrement abordées au cours des dernières décennies. Toutefois, ces analyses s'appuient généralement sur des indicateurs uniques (p. ex. Drouineau *et al.* 2018), se concentrent sur un lieu où quelques lieux étroitement liés (p. ex. Greer 2003) ou décrivent les tendances à plusieurs lieux très dispersés (p. ex. Haro *et al.* 2000).

L'Union internationale pour la conservation de la nature (UICN) a estimé que l'anguille d'Amérique était en voie de disparition dans l'ensemble de son aire de répartition (Jacoby *et al.* 2017). Au Canada, le Comité sur la situation des espèces en péril au Canada (COSEPAC) a déterminé que l'anguille d'Amérique, en tant qu'unité désignable (UD) unique, était menacée (COSEPAC 2012). Cette désignation était fondée sur un déclin important dans certaines parties de l'aire de répartition de l'espèce (zone du bassin du Saint-Laurent) et sur les menaces importantes que représentent les barrages et la pollution. Les barrages créent des barrières limitant l'accès des juvéniles en migration à de vastes zones d'habitat, et une mortalité importante peut survenir chez les anguilles argentées en migration en raison des collisions avec les turbines hydroélectriques (> 40 %) (Verreault et Dumont 2003). Le rapport de situation révèle que les tendances de l'abondance relative entre les zones étaient variables. Bowlby (2018) a fourni une analyse de trois rivières en Nouvelle-Écosse, montrant des déclin de 44 % (rivière LaHave, 1995-2017), de 88 % (rivière Shubenacadie, 1995-2005) et de 91 % (rivière St. Mary's, 1995-2017). Cornic *et al.* (2021) ont examiné les indices d'abondance au Canada et,

pour douze ensembles de données indépendants de la pêche, ont conclu que six d'entre eux étaient stables, quatre montraient des déclin et deux des augmentations. Cependant, aucune tentative de synthèse de ces analyses en une analyse de la tendance à l'échelle du Canada n'a été faite. Par conséquent, la trajectoire de l'abondance de l'anguille d'Amérique dans l'ensemble du Canada n'est pas claire. En tant que population panmictique, soumise à des protections et des règlements régionaux, il est important de discerner le rendement de l'ensemble de la population, car il est peu probable que les différentes zones soient indépendantes les unes des autres.

À ce jour, seuls l'ASMFC (2017, 2023) et Kahn (2019) ont fourni des tendances de synthèse de l'abondance de l'anguille d'Amérique dans de vastes zones de la côte atlantique des États-Unis, en créant des indices d'abondance relative fondés sur des relevés indépendants de la pêche (ASMFC 2017, 2023) ou des données sur les prises et l'effort de pêche récréative (Kahn 2019), qui ont montré que l'abondance de l'anguille d'Amérique a diminué jusqu'au milieu des années 1990, puis s'est stabilisée jusqu'au début des années 2000. L'indice de l'ASMFC (2017) montre que les abondances relatives sont restées stables jusqu'en 2016, tandis que l'indice de Kahn (2019) montre des augmentations plus récentes.

L'objectif de ce rapport est d'analyser les séries chronologiques à long terme et indépendantes de la pêche disponibles sur l'abondance de l'anguille d'Amérique, et d'en faire la synthèse, en s'appuyant sur des travaux antérieurs (Cornic *et al.* 2021; Cairns, 2020), afin de générer une estimation de la trajectoire de l'abondance relative en eau douce à l'échelle du Canada. Cela permettra d'avoir un portrait clair de la situation de l'anguille d'Amérique au Canada.

MÉTHODES

DONNÉES

Douze ensembles de données à long terme et indépendants de la pêche ont été identifiés comme des séries chronologiques susceptibles de fournir des informations sur les changements dans l'abondance relative des anguilles et sur la trajectoire de la population (Cairns 2020, figure 2). Ces ensembles de données ont été analysés précédemment par Cornic *et al.* (2021). Quatre des cinq zones canadiennes sont représentées par quatre ensembles de données de la zone Scotia-Fundy, deux de la zone du sud du golfe, un de la zone du nord du golfe, cinq de la zone du bassin du Saint-Laurent et aucun ensemble de données de la zone du Labrador. Toutes les séries chronologiques proviennent de milieux d'eau douce. Il existe des différences importantes entre les ensembles de données en ce qui concerne la manière dont les anguilles ont été échantillonnées, les stades du cycle vital ciblés et la longueur de la série chronologique (tableau 1, figure 3). Voir Cairns (2020) pour une description détaillée de chaque ensemble de données.

Tableau 1. Résumé des ensembles de données analysés.

Zone	Lieu	Engin de pêche	Stade	Années	Nombre
Scotia--Fundy	Rivière LaHave (N.-É.)	Appareil portatif de pêche à l'électricité	Anguille jaune	1995, 1996, 1998-2017	251
	Rivière Nashwaak (N.-B.)	Appareil portatif de pêche à l'électricité	Anguille jaune	1988-2018	395
	Rivière St. Mary's	Appareil portatif de pêche à l'électricité	Anguille jaune	1995-2017	290
	Rivière East (N.-É.)	Trappe à civelles	Civelle	1996-2002, 2008-2018	1 138
Sud du golfe	Rivière Miramichi (N.-B.)	Appareil portatif de pêche à l'électricité	Anguille jaune	1952-1990, 1992-2018	2 978
	Rivière Restigouche (N.-B.)	Appareil portatif de pêche à l'électricité	Anguille jaune	1972-1983, 1985-1991, 1992, 1994, 1998-2018	2 184
Nord du golfe	Rivière Sud-Ouest (Qc)	Trappe de passe migratoire	Anguille jaune	1999-2001, 2003-2016	1 036
Bassin du Saint-Laurent	Baie de Quinte (Ont.)	Chalut de fond	Anguille jaune	1972-1988, 1990-2017	1 540
	Barrage Moses-Saunders (Ont.)	Trappe d'échelle à anguilles	Anguille jaune	1979-1995, 2006-2016, 2018	1 537 et 1 394
	Barrage de Beauharnois (Qc)	Trappe d'échelle à anguilles	Anguille jaune	2002-2018	1 741
	Barrage de Chambly (Qc)	Trappe d'échelle à anguilles	Anguille jaune	2004-2018	1 475
	Trappe de Saint-Nicolas, fleuve Saint-Laurent (Qc)	Trappe dans l'estuaire	Anguille argentée	1975-2014, 2017-2018	4 726

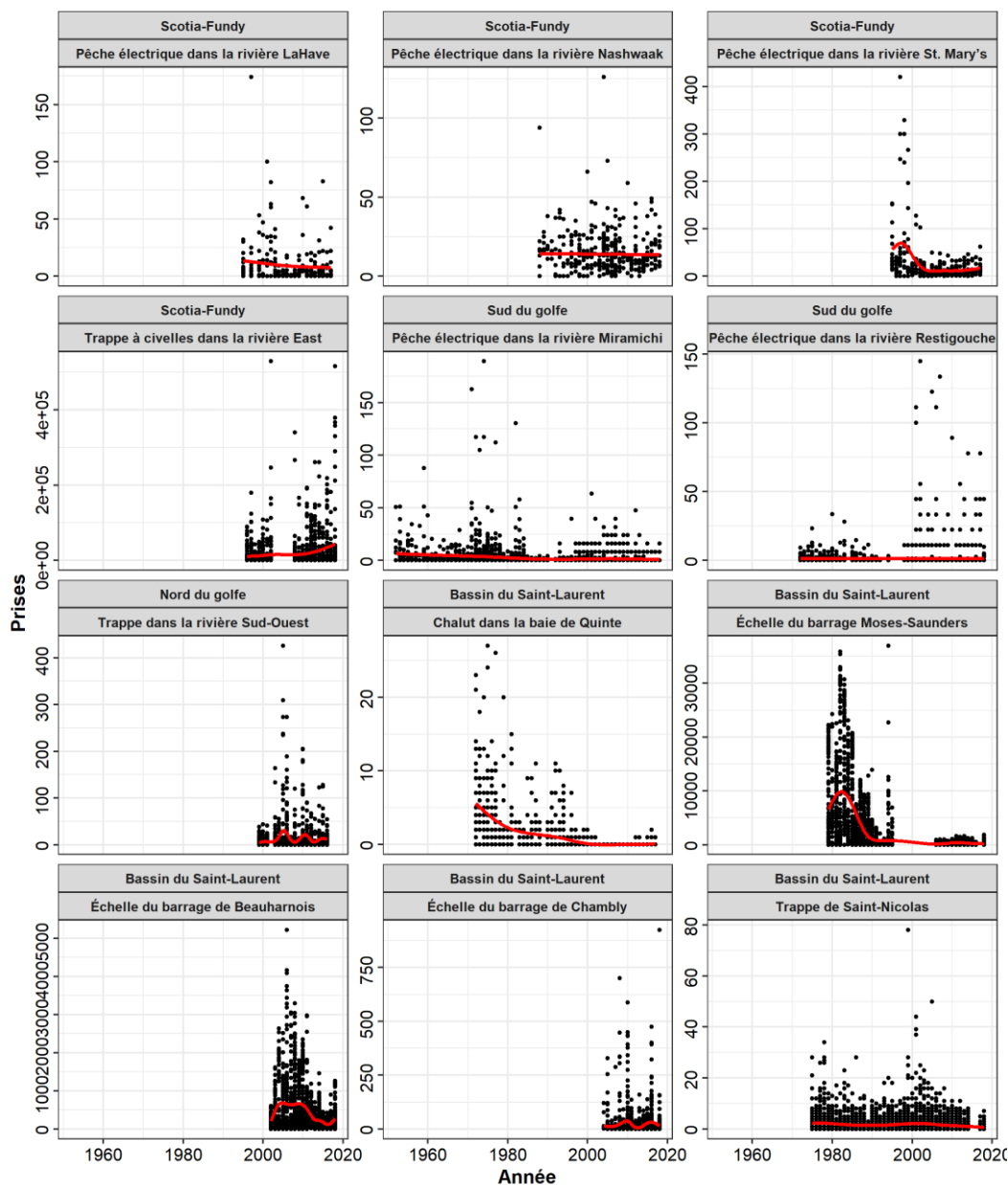


Figure 3. Les données relatives aux prises d'anguilles sont représentées graphiquement en fonction de l'année d'échantillonnage pour chaque ensemble de données, la zone étant indiquée. La ligne rouge est une ligne de tendance lissée, ajustée à l'aide d'une spline cubique.

MODÈLES

Pour estimer une trajectoire de l'abondance relative à l'échelle du Canada à partir de ces douze ensembles de données (tableau 1, figure 3), les étapes suivantes ont été appliquées à l'analyse. Premièrement, chaque série chronologique individuelle a été normalisée. En raison de facteurs tels que les changements dans l'effort d'échantillonnage, le moment et les conditions environnementales, qui se produisent tout au long d'un programme de surveillance, la capacité de détecter et de capturer l'anguille d'Amérique peut varier d'une année à l'autre et au sein d'une même année. La normalisation de chaque série chronologique vise à contrôler les facteurs de confusion potentiels afin que l'abondance relative puisse être comparée dans le

temps. Deuxièmement, les estimations annuelles de l'abondance relative ont été extraites sur la base du « meilleur » modèle de normalisation pour chaque ensemble de données de la série de structures de modèles de rechange explorées. Cela a permis d'obtenir une série chronologique normalisée de l'abondance relative pour chaque ensemble de données. Troisièmement, les indices d'abondance relative normalisés ont été mis à une échelle commune aux fins de comparaison. Malgré la normalisation, les séries chronologiques sont restées à des échelles très différentes (p. ex. les captures par unité d'effort de la pêche électrique ou les dénombrements quotidiens des anguilles dans une échelle à anguilles). Quatrièmement, la tendance à l'échelle du Canada a été modélisée sur la base des indices d'abondance relative transformés à l'aide de modèles linéaires mixtes généralisés (MLMG) et d'analyses factorielles dynamiques (AFD). L'analyse à l'aide de MLMG a été effectuée sur les indices d'abondance normalisés et bruts, et les analyses distinctes ont porté sur toutes les séries de données ($n = 12$), ainsi que seulement celles ciblant le stade de l'anguille jaune ($n = 10$). Enfin, un certain nombre de vérifications ont été effectuées pour examiner l'influence de la normalisation des données, des ensembles de données individuels et de la représentation inégale des zones sur la trajectoire estimée à l'échelle du Canada.

Modèles de normalisation

Tous les modèles de normalisation ont été construits en tant que MLMG et ajustés à l'aide de l'approximation de Laplace imbriquée et intégrée (INLA; Rue *et al.*, 2009). L'INLA est une méthode qui permet de faire des approximations bayésiennes rapides et précises et qui offre une plus grande flexibilité dans la formation des modèles que de nombreuses méthodes fréquentistes ainsi qu'un ajustement plus rapide des modèles que les méthodes de Monte Carlo par chaîne de Markov.

Les modèles de normalisation pour chaque ensemble de données ont été construits de façon semblable. Le nombre d'anguilles constituait une variable de réponse dans tous les ensembles de données. Par conséquent, chaque MLMG a utilisé une distribution de probabilité capable de traiter les nombres entiers positifs et a appliqué la fonction de lien logarithmique ($\log_e$). Chaque modèle comptait un point d'intersection, α , et l'année comme premier effet fixe, l'année étant centrée avant l'inclusion dans le modèle. Avec la fonction de lien logarithmique, la pente de l'année représente r dans le modèle exponentiel de croissance de la population ($N_t = N_0 e^{rt}$), e^α représentant N_0 . Des covariables supplémentaires d'effets fixes ont été intégrées, mais variaient entre les ensembles de données en fonction de la disponibilité des données et de considérations propres aux ensembles de données (c.-à-d. des facteurs qui peuvent avoir une incidence sur des méthodes d'échantillonnage particulières ou le stade du cycle vital échantillonné). Toutes les covariables ont été centrées et mises à l'échelle avant d'être incluses dans le modèle. L'inclusion d'effets aléatoires, z_j , pour tenir compte des effets de site ou des effets temporels infra-annuels a été étudiée. Enfin, un effet aléatoire temporel interannuel a été inclus dans chaque modèle de normalisation, v_t , afin de tenir compte de la variabilité de la tendance pour l'année et qui s'est avéré important pour obtenir les prévisions des modèles de normalisation. Tous les modèles de normalisation ont utilisé la structure suivante :

$$\log_e(\mu_{ijt}) = \alpha + \beta_1 \cdot \text{année} + \beta_{2...n} \cdot \text{covariables}_{2...n} + z_j + v_t \quad (1)$$

Les effets aléatoires, z_j , ont été considérés indépendants et distribués de manière identique où $e_j \sim N(0, \sigma_j^2)$ si une structure d'intersection aléatoire simple était souhaitée (p. ex. pour tenir compte d'un effet de site) ou si une structure de marche aléatoire de second ordre était supposée, où :

$$z_j = (2 \cdot z_{j-1} - z_{j-2}) + e_j \text{ où } e_j \sim N(0, \sigma_j^2), \quad (2)$$

pour tenir compte des tendances temporelles infra-annuelles (p. ex. une tendance quotidienne, hebdomadaire ou mensuelle). L'effet aléatoire temporel interannuel a été modélisé à l'aide d'une structure autorégressive de premier ordre, où :

$$v_t = \rho \cdot v_{t-1} + e_t \text{ où } e_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad (3)$$

où ρ est la corrélation entre les années.

Pour chaque modèle de normalisation, diverses distributions de probabilité et de structures d'effets aléatoires ont été explorées. Les distributions de probabilité explorées étaient les suivantes : Poisson, binomiale négative (BN), Tweedie, Poisson à inflation nulle (PIN) et binomiale négative à inflation nulle (BNIN) (tableau 2). Chacune de ces distributions est applicable à des données discrètes positives; les distributions binomiale négative, de Tweedie et binomiale négative à inflation nulle ont des paramètres supplémentaires qui permettent une surdispersion par rapport à la distribution de Poisson; les distributions de Tweedie, de Poisson à inflation nulle et binomiale négative à inflation nulle ont une masse ponctuelle supplémentaire à zéro pour tenir compte d'un excès du nombre d'observations nulles présentes dans l'ensemble de données. Dans l'INLA, il n'est pas possible de modéliser explicitement la partie « faux zéros » des distributions de Poisson à inflation nulle ou binomiale négative à inflation nulle avec des covariables supplémentaires.

Tableau 2. Paramétrage des distributions de probabilité prospectives utilisées dans les modèles de normalisation.

Distribution	Paramétrage	Définition
Poisson	$y_i \sim \text{Poisson}(\mu_i)$ $E(y_i) = \mu_i$ $\text{var}(y_i) = \mu_i$	μ_i = moyenne
Binominale négative	$y_i \sim \text{BN}(\mu_i, k)$ $E(y_i) = \mu_i$ $\text{var}(y_i) = \mu_i + \frac{\mu_i^2}{k}$	μ_i = moyenne k = taille
Tweedie	$y_i \sim \text{Tweedie}(\mu_i, p, \phi)$ $E(y_i) = \mu_i$ $\text{var}(y_i) = \phi \cdot \mu_i^p$	μ_i = moyenne p = paramètre de puissance Tweedie ϕ = paramètre de dispersion
Poisson à inflation nulle	$y_i \sim \text{PIN}(\mu_i, \pi)$ $E(y_i) = (1 - \pi) \cdot \mu_i$ $\text{var}(y_i) = (1 - \pi) \cdot (\mu_i + \pi \times \mu_i^2)$	μ_i = moyenne π = inflation nulle proportionnelle
Binomiale négative à inflation nulle	$y_i \sim \text{BNIN}(\mu_i, \pi, k)$ $E(y_i) = (1 - \pi) \cdot \mu_i$ $\text{var}(y_i) = (1 - \pi) \cdot \mu_i \cdot (1 + \pi \cdot \mu_i + \frac{\mu_i}{k})$	μ_i = moyenne π = inflation nulle proportionnelle k = taille

Les modèles ont été ajustés à l'ensemble des effets fixes potentiels avec diverses distributions de probabilité et structures d'effets aléatoires. Les ajustements des modèles résultants ont été comparés à diverses méthodes, et le « meilleur » modèle a été sélectionné. Les méthodes utilisées pour évaluer l'ajustement des modèles comprennent les valeurs p bayésiennes des statistiques d'ajustement, les résidus DHARMA (Harting 2022) et le critère d'information Watanabe-Akaike (CIWA, Watanabe 2010).

Les valeurs p bayésiennes comparent la proportion des statistiques d'ajustement estimées à partir de données simulées générées à partir du modèle qui dépassent les statistiques

d'ajustement estimées à partir des données observées. Des valeurs proches de 0,5 indiquent un bon ajustement. Trois statistiques d'ajustement ont été utilisées : la somme des estimations au carré (SEC), où :

$$SEC = \sum \left[\frac{y_i - E(y_i)}{\sigma_y^2} \right]^2, \quad (4)$$

la variance résiduelle, où :

$$variance\ résiduelle = var(y_i - E(y_i)), \quad (5)$$

et la proportion de zéros, où le nombre de zéros observés a été comparé à ceux générés dans les simulations.

Les résidus DHARMA utilisent une approche de simulation pour générer des résidus interprétables pour les MLMG. Ils sont mis à l'échelle entre 0 et 1 et décrivent la proportion de points de données simulés au-dessus ou au-dessous de la valeur observée. Les résidus devraient suivre une distribution uniforme, évaluée à l'aide d'un test de Kolmogorov-Smirnov, sans tendance évidente lorsqu'ils sont représentés par rapport aux valeurs ajustées transformées en ordre de classement, évaluées visuellement.

Une fois le « meilleur » modèle sélectionné, donnant la distribution de probabilité et la structure d'effets aléatoires souhaitées, une procédure par étapes a été utilisée pour réduire les effets fixes en fonction de l'importance des paramètres et de $\Delta CIWA$, les covariables ont été supprimées lorsqu'elles avaient un paramètre non significatif et cette suppression n'a pas aggravé le CIWA de plus de deux.

Pour tous les paramètres de l'écart-type des effets aléatoires (σ_j et σ_t), des antécédents de complexité pénalisés ont été utilisés (Simpson *et al.* 2017), avec un paramètre u de trois fois l'écart-type de y par rapport à l'effet aléatoire potentiel (avec une valeur maximale de 5) et $\alpha = 0,01$; indiquant qu'il y a une probabilité de 1% que l'effet aléatoire σ soit supérieur à trois fois l'écart-type. Des antécédents de complexité pénalisés ont également été utilisés pour le paramètre d'autocorrélation de la tendance temporelle AR1, en supposant que $\rho = 1$ est le modèle de base (Sorbye et Rue 2017) avec des paramètres u et α de 0 et 0,9; indiquant une probabilité de 90% que $\rho > 0$.

Scotia-Fundy

Relevé par pêche électrique de l'anguille dans la rivière LaHave

L'ensemble de données du relevé par pêche électrique dans la rivière LaHave provient d'un relevé de surveillance par pêche électrique à passage unique dont l'objectif principal est de surveiller l'abondance du saumon atlantique (*Salmo salar*). Des données étaient disponibles pour les années de 1995 à 2017, mais aucun échantillonnage n'a eu lieu en 1996 et en 1998. L'ensemble de données se limitait aux sites ayant fait l'objet d'un échantillonnage au moins deux ans. Le nombre d'anguilles par échantillon a été utilisé comme variable de réponse. Les covariables potentielles comprenaient la température, le débit ($\log_e$ -transformé afin de réduire l'incidence des valeurs élevées), le mois (juillet, août, septembre) et les données de position (longitude et latitude). L'effort d'échantillonnage a varié d'un échantillon à l'autre, et le $\log_e$ (zone échantillonnée) a donc été utilisé comme variable de décalage.

Les indicateurs du site d'échantillonnage et de l'affluent ont été inclus dans l'ensemble de données et pourraient représenter des facteurs de regroupement potentiels à inclure comme effets aléatoires. Les structures de modèle explorées comprenaient : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$), le site comme effet aléatoire ($z_j = site_j$), l'affluent comme effet aléatoire $z_j = affluent_j$, et le site et l'affluent comme effets aléatoires $z_{jk} = site_j + affluent_k$.

Les effets aléatoires ont été supposés suivre une structure de variables indépendantes et distribuées de manière identique.

Relevé par pêche électrique de l'anguille dans la rivière Nashwaak

L'ensemble de données du relevé par pêche électrique dans la rivière Nashwaak provient également du relevé de surveillance par pêche électrique du saumon atlantique. Les données étaient disponibles pour la période de 1988 à 2018. L'ensemble de données se limitait aux sites ayant fait l'objet d'un échantillonnage au moins deux ans et échantillonnés au cours des mois de juillet, d'août et de septembre (seulement sept échantillons ont été prélevés en juin et cinq en octobre). Le nombre d'anguilles par échantillon a été utilisé comme variable de réponse. Les covariables potentielles comprenaient la température, le débit ($\log_e$ -transformé afin de réduire l'incidence des valeurs élevées), le mois (juillet, août, septembre) et les données de position (longitude et latitude). L'effort d'échantillonnage a varié d'un échantillon à l'autre, et le $\log_e$ (zone échantillonnée) a donc été utilisé comme variable de décalage.

Un indicateur du site d'échantillonnage a été inclus dans l'ensemble de données et pourrait représenter un facteur de regroupement potentiel à inclure comme effet aléatoire. Les structures de modèle explorées comprenaient : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$) et le site comme effet aléatoire ($z_j = \text{site}_j$). Les effets aléatoires ont été supposés suivre une structure de variables indépendantes et distribuées de manière identique.

Relevé par pêche électrique de l'anguille dans la rivière St. Mary's

L'ensemble de données du relevé par pêche électrique dans la rivière St. Mary's provient également du relevé de surveillance par pêche électrique du saumon atlantique. Les données étaient disponibles pour la période de 1995 à 2017. L'ensemble de données se limitait aux sites ayant fait l'objet d'un échantillonnage au moins deux ans. Le nombre d'anguilles par échantillon a été utilisé comme variable de réponse. Les covariables potentielles comprenaient la température, le débit ($\log_e$ -transformé afin de réduire l'incidence des valeurs élevées), le mois (juillet, août, septembre) et les données de position (longitude et latitude). L'effort d'échantillonnage a varié d'un échantillon à l'autre, et le $\log_e$ (zone échantillonnée) a donc été utilisé comme variable de décalage.

Les indicateurs du site d'échantillonnage et de l'affluent ont été inclus dans l'ensemble de données et pourraient représenter des facteurs de regroupement potentiels à inclure comme effets aléatoires. Les structures de modèle explorées comprenaient : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$), le site comme effet aléatoire ($z_j = \text{site}_j$), l'affluent comme effet aléatoire $z_j = \text{affluent}_j$, et le site et l'affluent comme effets aléatoires $z_{jk} = \text{site}_j + \text{affluent}_k$. Les effets aléatoires ont été supposés suivre une structure de variables indépendantes et distribuées de manière identique.

Relevé à la trappe à civelles dans la rivière East

L'ensemble de données du relevé à la trappe à civelles dans la rivière East provient d'un programme de surveillance des civelles dans le sud-ouest de la Nouvelle-Écosse utilisant quatre trappes de type « irlandais » (Bradford *et al.* 2022). Les dénombrements quotidiens des civelles ont été effectués à partir d'une estimation volumétrique. Les données étaient limitées aux mois d'avril à juillet et étaient disponibles pour les périodes de 1996 à 2002 et de 2008 à 2018. Malgré l'écart entre les deux périodes, les données ont été intégrées dans un modèle unique. Les covariables potentielles comprenaient le mois, la température, la marée et la phase lunaire.

Les tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses comme effets aléatoires potentiels, à l'aide d'une structure de marche aléatoire de second ordre, afin de tenir compte de la variation

des prises au cours d'une année. Les différentes structures d'effets aléatoires explorées étaient les suivantes : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$), le mois comme effet aléatoire ($z_j = mois_j$), la semaine comme effet aléatoire ($z_j = semaine_j$) et le jour de l'année comme effet aléatoire ($z_j = jour_j$); en outre, des ajustements ont été effectués avec les effets aléatoires que sont le mois ou la semaine pouvant varier d'une année à l'autre ($z_{jt} = mois_{jt}$ ou $z_{jt} = semaine_{jt}$), ce qui permet à la tendance intra-annuelle d'être différente chaque année. Un effet aléatoire quotidien variant selon l'année n'a pas été ajusté, car le nombre d'effets aléatoires dépasserait le nombre de points de données. Lorsque des tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses dans le modèle, le mois d'ajustement n'a pas été inclus comme effet fixe.

Sud du golfe

Relevé par pêche électrique dans la rivière Miramichi

L'ensemble de données du relevé par pêche électrique dans la rivière Miramichi provient d'un relevé par pêche électrique ciblant le saumon atlantique, qui comprenait historiquement des échantillonnages par épuisement à cinq passages, mais qui utilise principalement des méthodes à passage unique depuis 1993. Les dénombrements d'anguilles lors du premier passage, corrigés en fonction de la capturabilité, ont été utilisés comme variable de réponse. Les données étaient disponibles pour la période de 1952 à 2018, à l'exception de 1991. Les covariables potentielles comprenaient la température, le débit ($\log_e$ -transformé afin de réduire l'incidence des valeurs élevées), le mois (de juin à octobre) et les données de position (longitude et latitude). L'effort d'échantillonnage a varié d'un échantillon à l'autre, et le $\log_e$ (zone échantillonnée) a donc été utilisé comme variable de décalage.

Un indicateur du site d'échantillonnage a été inclus dans l'ensemble de données et pourrait représenter un facteur de regroupement potentiel à inclure comme effet aléatoire. Les structures de modèle explorées comprenaient : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$) et le site comme effet aléatoire ($z_j = site_j$). Les effets aléatoires ont été supposés suivre une structure de variables indépendantes et distribuées de manière identique.

Relevé par pêche électrique dans la rivière Restigouche

L'ensemble de données du relevé par pêche électrique dans la rivière Restigouche provient d'un relevé par pêche électrique similaire ciblant le saumon atlantique. Les dénombrements d'anguilles lors du premier passage, corrigés en fonction de la capturabilité ont été utilisés comme variable de réponse. Les données étaient disponibles pour la période de 1972 à 2018, les années 1984, 1993 et de 1995 à 1997 étant manquantes. Les covariables potentielles comprenaient la température, le débit ($\log_e$ -transformé afin de réduire l'incidence des valeurs élevées) et le mois (de juin à octobre). L'effort d'échantillonnage a varié d'un échantillon à l'autre, et le $\log_e$ (zone échantillonnée) a donc été utilisé comme variable de décalage.

Un indicateur du site d'échantillonnage a été inclus dans l'ensemble de données et pourrait représenter un facteur de regroupement potentiel à inclure comme effet aléatoire. Les structures de modèle explorées comprenaient : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$) et le site comme effet aléatoire ($z_j = site_j$). Les effets aléatoires ont été supposés suivre une structure de variables indépendantes et distribuées de manière identique.

Nord du golfe

Relevé à la trappe dans la rivière Sud-Ouest

L'ensemble de données du relevé à la trappe dans la rivière Sud-Ouest provient d'un relevé de surveillance de l'anguille d'Amérique où les anguilles ont été dénombrées dans une trappe au

sommet d'une passe à poissons au-dessus d'une chute d'eau de 15 m de hauteur. Les dénombrements quotidiens dans la trappe ont été utilisés comme variable de réponse. Les données étaient disponibles pour la période de 1999 à 2016, à l'exception de 2002, et elles étaient limitées aux mois de juin, juillet et août, au cours desquels des échantillons ont été prélevés régulièrement tout au long de la série chronologique. Les covariables potentielles comprenaient la température jusqu'à un polynôme du second degré, le débit ($\log_e$ -transformé afin de réduire l'incidence des valeurs élevées), le mois et la phase lunaire.

Les tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses comme effets aléatoires potentiels, à l'aide d'une structure de marche aléatoire de second ordre, afin de tenir compte de la variation des prises au cours d'une année. Les différentes structures d'effets aléatoires explorées étaient les suivantes : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$), le mois comme effet aléatoire ($z_j = \text{mois}_j$), la semaine comme effet aléatoire ($z_j = \text{semaine}_j$) et le jour de l'année comme effet aléatoire ($z_j = \text{jour}_j$); en outre, des ajustements ont été effectués avec les effets aléatoires que sont le mois ou la semaine pouvant varier d'une année à l'autre ($z_{jt} = \text{mois}_{jt}$ ou $z_{jt} = \text{semaine}_{jt}$), ce qui permet à la tendance intra-annuelle d'être différente chaque année. Un effet aléatoire quotidien variant selon l'année n'a pas été ajusté, car le nombre d'effets aléatoires dépasserait le nombre de points de données. Lorsque des tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses dans le modèle, le mois d'ajustement n'a pas été inclus comme effet fixe.

Bassin du Saint-Laurent

Relevé au chalut dans la baie de Quinte

L'ensemble de données du relevé au chalut dans la baie de Quinte provient d'un relevé à long terme au chalut de fond, réalisé afin de surveiller la communauté de poissons dans son ensemble. Cinq sites ont fait l'objet d'une surveillance constante tout au long de la série chronologique à une profondeur similaire et ont été maintenus dans l'analyse (deux sites, BQ16 et BQ17, ont été exclus). Les données étaient limitées aux mois au cours desquels des échantillons ont été prélevés régulièrement (de mai à octobre). Les dénombrements d'anguilles par chalut ont été utilisés comme variable de réponse. L'effort a été le même pour tous les traits de chalut, chaque trait ayant duré six minutes et couvert une superficie de 0,24 ha. Les covariables potentielles comprenaient la température, le débit ($\log_e$ -transformé afin de réduire l'incidence des valeurs élevées) et le mois.

Un indicateur du site d'échantillonnage a été inclus dans l'ensemble de données et pourrait représenter un facteur de regroupement potentiel à inclure comme effet aléatoire. Les structures de modèle explorées comprenaient : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$) et le site comme effet aléatoire ($z_j = \text{site}_j$). Les effets aléatoires ont été supposés suivre une structure de variables indépendantes et distribuées de manière identique.

Relevé dans l'échelle à anguilles du barrage Moses-Saunders

Le barrage Moses-Saunders est situé sur le fleuve Saint-Laurent près de Cornwall, en Ontario. Une échelle à anguilles a été installée sur le côté Saunders (canadien) du barrage en 1974, et une deuxième échelle à anguilles a été installée sur le côté Moses (états-unien) du barrage en 2006. Les données étaient disponibles pour les périodes de 1979 à 1995 et de 2006 à 2018 (à l'exclusion des années 2016 et 2017). Les données les plus récentes comprenaient les dénombrements effectués dans les deux échelles du barrage, qui ont été combinés. En raison de l'écart de temps important entre les périodes et de l'ajout de l'échelle du côté Moses, deux modèles ont été produits. Les covariables potentielles étaient les mêmes pour les deux modèles et comprenaient le mois, la température jusqu'à un polynôme du second degré, les précipitations, le niveau d'eau jusqu'à un polynôme du second degré et la phase lunaire.

Les tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses comme effets aléatoires potentiels pour les deux modèles, à l'aide d'une structure de marche aléatoire de second ordre, afin de tenir compte de la variation des prises au cours d'une année. Les différentes structures d'effets aléatoires explorées étaient les suivantes : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$), le mois comme effet aléatoire ($z_j = mois_j$), la semaine comme effet aléatoire ($z_j = semaine_j$) et le jour de l'année comme effet aléatoire ($z_j = jour_j$); en outre, des ajustements ont été effectués avec les effets aléatoires que sont le mois ou la semaine pouvant varier d'une année à l'autre ($z_{jt} = mois_{jt}$ ou $z_{jt} = semaine_{jt}$), ce qui permet à la tendance intra-annuelle d'être différente chaque année. Un effet aléatoire quotidien variant selon l'année n'a pas été ajusté, car le nombre d'effets aléatoires dépasserait le nombre de points de données. Lorsque des tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses dans le modèle, le mois d'ajustement n'a pas été inclus comme effet fixe.

Relevé dans l'échelle à anguilles du barrage de Beauharnois

Le barrage de Beauharnois est situé sur le fleuve Saint-Laurent, près de Montréal. Des échelles à anguilles ont été installées en 2002 (côté ouest) et en 2004 (côté est) pour permettre le passage en amont. Les dénombrements quotidiens des anguilles passant par les échelles ont été utilisés comme variables de réponse. Les dénombrements dans les deux échelles (est et ouest) ont été additionnés, et un seul modèle a été produit. Les observations du mois de juin ont été exclues, car elles étaient principalement des zéros. Les covariables potentielles comprenaient le mois (de juillet à octobre), la température jusqu'à un polynôme du second degré, les précipitations, le débit et la phase lunaire.

Les tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses comme effets aléatoires potentiels, à l'aide d'une structure de marche aléatoire de second ordre, afin de tenir compte de la variation des prises au cours d'une année. Les différentes structures d'effets aléatoires explorées étaient les suivantes : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$), le mois comme effet aléatoire ($z_j = mois_j$), la semaine comme effet aléatoire ($z_j = semaine_j$) et le jour de l'année comme effet aléatoire ($z_j = days_j$); en outre, des ajustements ont été effectués avec les effets aléatoires que sont le mois ou la semaine pouvant varier d'une année à l'autre ($z_{jt} = mois_{jt}$ ou $z_{jt} = semaine_{jt}$), ce qui permet à la tendance intra-annuelle d'être différente chaque année. Un effet aléatoire quotidien variant selon l'année n'a pas été ajusté, car le nombre d'effets aléatoires dépasserait le nombre de points de données. Lorsque des tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses dans le modèle, le mois d'ajustement n'a pas été inclus comme effet fixe.

Relevé dans l'échelle à anguilles du barrage de Chambly

Le barrage de Chambly est situé sur la rivière Richelieu (au 70^e km). Une échelle à anguilles a été installée à la fin des années 1990 pour permettre le passage en amont. Les données étaient disponibles pour la période de 2004 à 2018. Les dénombrements quotidiens des anguilles passant par l'échelle ont été utilisés comme variable de réponse. Les covariables potentielles comprenaient la température jusqu'à un polynôme du second degré, le débit ($\log_e$ -transformé afin de réduire l'incidence des valeurs élevées), le mois et la phase lunaire.

Les tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses comme effets aléatoires potentiels, à l'aide d'une structure de marche aléatoire de second ordre, afin de tenir compte de la variation des prises au cours d'une année. Les différentes structures d'effets aléatoires explorées étaient les suivantes : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$), le mois comme effet aléatoire ($z_j = mois_j$), la semaine comme effet aléatoire ($z_j = semaine_j$) et le jour de l'année comme effet aléatoire ($z_j = jour_j$); en outre, des ajustements ont été effectués avec les effets aléatoires que

sont le mois ou la semaine pouvant varier d'une année à l'autre ($z_{jt} = mois_{jt}$ ou $z_{jt} = semaine_{jt}$), ce qui permet à la tendance intra-annuelle d'être différente chaque année. Un effet aléatoire quotidien variant selon l'année n'a pas été ajusté, car le nombre d'effets aléatoires dépasserait le nombre de points de données. Lorsque des tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses dans le modèle, le mois d'ajustement n'a pas été inclus comme effet fixe.

Relevé à la trappe de Saint-Nicolas

L'ensemble de données du relevé à la trappe de Saint-Nicolas provient d'un programme de surveillance dans l'estuaire du Saint-Laurent, près de Québec. Une trappe d'estuaire a été utilisée; elle est semblable à un engin commercial, mais avec un maillage plus fin. Les données étaient disponibles pour la période de 1975 à 2018, mais il manquait les années 2015 et 2016. Les données étaient limitées aux mois de septembre et d'octobre, car les prises effectuées lors de ces mois sont susceptibles de représenter des anguilles argentées (Cornic *et al.* 2021). Ces dernières années, une proportion importante des anguilles argentées capturées dans le cadre du relevé étaient issues des civelles transparentes transportées depuis la côte est entre 2005 et 2010 dans le cadre d'un effort d'ensemencement (Landry-Massicotte *et al.* 2024). Afin d'assurer que la tendance représentée dans cette analyse ne concerne que les anguilles d'origine naturelle, les prises de 2017 et de 2018 ont été réduites en fonction de la proportion estimée d'anguilles argentées transportées dans la remonte, soit 33,5 et 30,3 %, respectivement (Landry-Massicotte *et al.* 2024). Les données étaient également limitées à des durées d'immersion comprises entre 11 et 14 heures aux fins de cohérence. Les dénombrements d'anguilles par trappe ont été utilisés comme variable de réponse. Les covariables potentielles comprenaient la température jusqu'à un polynôme du second degré, le débit de la rivière, le mois et la phase lunaire. L'effort d'échantillonnage a varié d'un échantillon à l'autre, et le $\log_e$ (durée d'immersion) a donc été utilisé comme variable de décalage.

Les tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses comme effets aléatoires potentiels, à l'aide d'une structure de marche aléatoire de second ordre, afin de tenir compte de la variation des prises au cours d'une année. Les différentes structures d'effets aléatoires explorées étaient les suivantes : aucun effet aléatoire supplémentaire ($z_j = 0$), le mois comme effet aléatoire ($z_j = mois_j$), la semaine comme effet aléatoire ($z_j = semaine_j$) et le jour de l'année comme effet aléatoire ($z_j = jour_j$); en outre, des ajustements ont été effectués avec les effets aléatoires que sont le mois ou la semaine pouvant varier d'une année à l'autre ($z_{jt} = mois_{jt}$ ou $z_{jt} = semaine_{jt}$), ce qui permet à la tendance intra-annuelle d'être différente chaque année. Un effet aléatoire quotidien variant selon l'année n'a pas été ajusté, car le nombre d'effets aléatoires dépasserait le nombre de points de données. Lorsque des tendances temporelles infra-annuelles ont été incluses dans le modèle, le mois d'ajustement n'a pas été inclus comme effet fixe.

Tendance à l'échelle du Canada

Les estimations annuelles de l'abondance relative ont été extraites des modèles de normalisation. Malgré la normalisation, les séries chronologiques sont restées à des échelles très différentes (p. ex. captures par unité d'effort dans les séries chronologiques des relevés par pêche électrique ou dénombrements quotidiens des anguilles dans les séries chronologiques des relevés dans les échelles à anguilles). Pour permettre une estimation d'une tendance de l'abondance relative de l'anguille d'Amérique à l'échelle du Canada, les ensembles de données doivent être transformés de manière à ce qu'ils soient à des échelles similaires. Trois méthodes ont été utilisées pour transformer les valeurs de réponse. La première méthode consistait à transformer les données en $\log_e$, où :

$$y = \log_e(prises) \quad (6)$$

La deuxième méthode consistait à mettre les données à l'échelle en divisant chaque ensemble de données par son écart-type :

$$y = prise / \sigma_{prises}, \quad (7)$$

ce qui fait en sorte que chaque ensemble de données transformé a un écart-type de 1. La troisième méthode consistait à normaliser les données (mise à l'échelle des caractéristiques), où :

$$y = \frac{prises - \min(prises)}{\max(prises) - \min(prises)}, \quad (8)$$

ce qui fait en sorte que chaque ensemble de données couvre une fourchette comprise entre 0 et 1.

Des modèles distincts ont été produits pour chacune des méthodes de mise à l'échelle. Les modèles, cependant, étaient structurés de la même façon et comptaient un point d'intersection, α , et une tendance pour l'année (l'année étant centrée). Des effets aléatoires ont été inclus afin de tenir compte des dépendances potentielles au niveau du lieu (ensemble de données) et de la zone, et, en outre, un effet de pente aléatoire a été inclus par lieu afin de tenir compte de la variation de la pente entre les ensembles de données. Les données de réponse transformées en $\log_e$ étaient assez normalement distribuées, continues et contenaient des valeurs positives et négatives; elles ont donc été modélisées sous forme d'une régression linéaire :

$$\begin{aligned} y_{ilz} &\sim \text{Norm}(\mu_{ilz} \ \sigma) \\ E(y_{ilz}) &= \mu_{ilz} \\ \text{var}(y_{ilz}) &= \sigma \\ \mu_{ilz} &= \alpha + \beta_1 \cdot \text{année} + \text{endroit}_l + \gamma_l \cdot \text{année} + \text{zone}_z. \end{aligned} \quad (9)$$

Les données de réponse mises à l'échelle et normalisées étaient asymétriques, continues et positives, et elles ont donc été modélisées sous forme d'une distribution de probabilité gamma :

$$\begin{aligned} y_{ilz} &\sim \text{Gamma}(\mu_{ilz} \ \kappa) \\ E(y_{ilz}) &= \mu_{ilz} \\ \text{var}(y_{ilz}) &= \mu_{ilz}^2 / \kappa \\ \log_e(\mu_{ilz}) &= \alpha + \beta_1 \cdot \text{année} + \text{endroit}_l + \gamma_l \cdot \text{année} + \text{zone}_z. \end{aligned} \quad (10)$$

Où κ est le paramètre de forme de la distribution gamma. En raison du lien ou de la transformation logarithmique, la pente de la tendance pour l'année représente à nouveau r dans le modèle exponentiel de la croissance de la population.

Pour étudier comment la tendance annuelle a varié dans le temps, la transformation et les ajustements de modèle ci-dessus ont été effectués pour trois sous-ensembles de données temporels. Le premier ajustement incluait tous les ensembles de données dans leur intégralité, le deuxième excluait les données antérieures à 1980 et le troisième excluait les données antérieures à 2000.

Pour déterminer l'incidence des modèles de normalisation sur les résultats de cette analyse, les mêmes ajustements de modèle ont été effectués pour les données brutes (non normalisées). Les moyennes arithmétiques annuelles ont été calculées à partir de chaque ensemble de données en tenant compte uniquement de la variation de l'effort d'échantillonnage.

Ces analyses ont été réalisées à l'aide des douze ensembles de données afin d'établir une tendance à l'échelle du Canada pour l'anguille d'Amérique en eau douce en utilisant toutes les données disponibles. En outre, les analyses ont été effectuées uniquement à l'aide des dix ensembles de données ciblant le stade de l'anguille jaune afin de fournir une tendance sans que le stade du cycle vital ne soit un facteur de confusion potentiel.

Les différentes zones de l'anguille d'Amérique représentent des quantités très différentes d'habitat disponible (Cairns *et al.* 2014, figure 2) et pourraient donc représenter différentes proportions de la population totale d'anguilles d'Amérique au Canada. Pour tenir compte de ce fait, la proportion relative de l'habitat total a été calculée pour chaque zone (Scotia-Fundy = 0,1065, sud du golfe = 0,0465, nord du golfe = 0,397 et bassin du Saint-Laurent = 0,450, Cairns *et al.* 2014), et cette valeur a été utilisée comme poids pour chaque ensemble de données au sein de chaque zone dans l'ajustement des modèles. Cette opération a été répétée en divisant la proportion de l'habitat total par le nombre d'ensembles de données dans la zone afin de tenter de tenir compte du nombre inégal d'ensembles de données représentant les différentes zones (cela est déjà potentiellement pris en compte avec l'inclusion de l'effet aléatoire *zone*). Bien que l'inclusion de poids soit une option dans l'INLA, les fichiers d'aide contiennent un avertissement indiquant que la constante de normalisation n'est pas recalculée et que toutes les valeurs marginales doivent être interprétées avec précaution. Il n'est donc pas certain que les estimations issues de ces ajustements de modèle soient fiables.

Enfin, pour étudier davantage l'incidence d'une représentation inégale des zones dans les ensembles de données, les modèles ont été réajustés avec un seul ensemble de données échantillonné dans chaque zone, ce que l'on appelle l'analyse de l'échantillon. Ici, seuls quatre ensembles de données ont été inclus dans un ajustement de modèle, et toutes les combinaisons possibles d'ensembles de données ont été analysées. En outre, pour étudier l'incidence de chaque ensemble de données sur les résultats des modèles, ces derniers ont été réajustés en excluant chaque ensemble de données individuellement, ce que l'on appelle l'analyse par exclusion.

Analyse des facteurs dynamiques

Une analyse supplémentaire, l'AFD, a été réalisée pour éclairer la tendance de la population d'anguilles d'Amérique à l'échelle du Canada. L'AFD est une procédure de réduction des dimensions pour les séries chronologiques qui réduit les séries chronologiques n en des tendances communes m (Holmes *et al.* 2024b) :

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{Z}\mathbf{x}_t + \mathbf{v}_t \text{ où } \mathbf{v}_t \sim MVN(0 \ \mathbf{R}) \quad (11)$$

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{w}_t \text{ où } \mathbf{w}_t \sim MVN(0 \ \mathbf{I}).$$

Où $\mathbf{y}$ est une matrice des séries chronologiques, $\mathbf{x}$ sont les tendances latentes, ici une marche aléatoire, $\mathbf{Z}$ est une matrice $n \times m$ des valeurs de saturation factorielle, et $\mathbf{v}$ et $\mathbf{w}$ sont des termes d'erreur, $\mathbf{w}$ est établi comme une matrice d'identité tandis que $\mathbf{R}$ peut prendre diverses formes.

Les modèles d'AFD ont été ajustés aux ensembles de données normalisées et brutes annualisées pour les années de 1980 à 2018. Les données ont été centrées et mises à l'échelle, ce qui est nécessaire pour l'application des modèles d'AFD. Des modèles avec une à quatre tendances latentes ont été considérés, et trois structures de covariance, $\mathbf{R}$, ont été explorées. Les structures de covariance étaient les suivantes : indépendante à variance égale, indépendante à variance inégale et symétrique composée par zone, où il existe une dépendance entre les séries chronologiques au sein de chaque zone. Le nombre souhaité de tendances latentes et la structure de covariance ont été sélectionnés comme étant le modèle

ayant le critère d'information d'Akaike corrigé le plus faible convergeant correctement après 20 000 itérations.

RÉSULTATS

MODÈLES DE NORMALISATION

Scotia-Fundy

Relevé par pêche électrique dans la rivière LaHave

Tableau 3. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données sur le relevé par pêche électrique dans la rivière LaHave. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle et l'affluent comme point d'intersection aléatoire. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	-5,709	0,38	-6,508	-4,986
Année	-0,033	0,043	-0,121	0,056
Température	-0,181	0,094	-0,364	0,004
Hyperparamètres				
k	1,069	0,181	0,751	1,459
π	0,163	0,038	0,095	0,241
σ_{affluent}	0,788	0,264	0,386	1,411
$\sigma_{\text{année}}$	0,725	0,212	0,403	1,229
ρ	0,611	0,206	0,127	0,909

La structure de modèle sélectionnée a utilisé une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle avec l'affluent comme point d'intersection aléatoire. Cette structure de modèle peut produire une légère sous-dispersion d'après les valeurs p bayésiennes de la SEC et de la variance résiduelle, mais elle constituait une amélioration par rapport aux modèles qui incluaient le site en tant qu'effet aléatoire (tableau A1.1). Un modèle omettant les effets aléatoires supplémentaires suivant une distribution de probabilité binomiale négative peut représenter une solution de rechange, mais a produit un CIWA plus élevé ($\Delta\text{CIWA} = 24$). Le modèle sélectionné a produit un nombre approprié de zéros (tableau A1.1), et il n'y avait pas de tendance visible dans les résidus (figure A1.1).

La température était la seule covariable maintenue dans le modèle final; la pente du coefficient était négative, mais les intervalles de crédibilité (IC) du coefficient à 95 % chevauchaient zéro (0) (tableau 3). La pente de l'année était négative, mais non importante (les IC à 95 % chevauchaient zéro), ce qui indique qu'il n'y a pas eu de déclin important du nombre d'anguilles au cours du relevé.

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par le modèle en tant que nombre moyen d'anguilles par 100 m² de passage de pêche électrique, à la température moyenne, et indépendamment de l'affluent.

Relevé par pêche électrique dans la rivière Nashwaak

La structure de modèle sélectionnée a utilisé une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle avec le site comme point d'intersection aléatoire (tableau A1.2). Cette structure de modèle a produit des statistiques d'ajustement raisonnables, à l'exception de la valeur p

bayésienne de la SEC, ce qui peut indiquer une certaine sous-dispersion. Il y avait cependant un nombre approprié de zéros produits par le modèle et aucune tendance visible dans les résidus du modèle (figure A1.1). Le modèle avec une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle et aucun effet aléatoire supplémentaire peut représenter une structure de rechange, mais a produit un CIWA plus élevé ($\Delta CIWA = 25$).

La température était la seule covariable maintenue dans le modèle final; la pente du coefficient était positive (contrairement au modèle de la rivière LaHave) et les IC du coefficient à 95 % étaient différents de zéro (tableau 4). La pente de l'année était négative et différente de zéro, ce qui indique un déclin important du nombre d'anguilles au cours du relevé. Le déclin estimé était d'environ 3 % (IC à 95 % : 5,3 - 0,5 %) par année, ce qui indique un déclin supérieur à 60 % (IC à 95 % : 80,1 - 14,3 %) dans la série chronologique de 31 ans.

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par le modèle en tant que nombre moyen d'anguilles par 100 m² de passage de pêche électrique, à la température moyenne, et indépendamment du site.

Tableau 4. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données du relevé par pêche électrique dans la rivière Nashwaak. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle et le site comme point d'intersection aléatoire. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	-4,254	0,106	-4,463	-4,041
Année	-0,03	0,012	-0,056	-0,005
Température	0,13	0,04	0,053	0,208
Hyperparamètres				
k	3,704	0,402	2,975	4,547
π	0,1	0,016	0,07	0,134
σ_{site}	0,39	0,098	0,236	0,617
$\sigma_{année}$	0,386	0,076	0,261	0,56
ρ	0,359	0,23	-0,111	0,764

Relevé par pêche électrique dans la rivière St. Mary's

La structure de modèle sélectionnée a utilisé une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle avec le site comme point d'intersection aléatoire (tableau A1.3). Cette structure de modèle a produit des statistiques d'ajustement raisonnables, à l'exception de la valeur p bayésienne de la SEC, ce qui peut indiquer une certaine sous-dispersion. Il y avait cependant un nombre approprié de zéros produits par le modèle et aucune tendance visible dans les résidus du modèle (figure A1.1). Le modèle avec une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle et aucun effet aléatoire supplémentaire peut représenter une structure de rechange, mais a produit un CIWA plus élevé ($\Delta CIWA = 102,6$).

Le débit (log_e-transformé) était la seule covariable maintenue dans le modèle final; la pente du coefficient était négative et différente de zéro (tableau 5). La pente de l'année était négative et plus abrupte que l'estimation pour les rivières LaHave ou Nashwaak, mais un écart-type plus important indiquait une certaine incertitude et les IC à 95 % chevauchaient à peine zéro. Les valeurs marginales *a posteriori* indiquaient que la probabilité d'un déclin (pente de l'année < 0) est de 97,3 % et que l'estimation moyenne de la diminution proportionnelle de l'abondance était de 84 % (IC à 95 % : 97,4 % de diminution - 4,7 % d'augmentation) dans la série chronologique de 23 ans.

Tableau 5. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données du relevé par pêche électrique dans la rivière St. Mary's. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle et le site comme point d'intersection aléatoire. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	-3,964	0,123	-4,206	-3,719
Année	-0,08	0,039	-0,158	0,002
$\log_e(\text{débit})$	-0,148	0,063	-0,271	-0,023
Hyperparamètres				
k	3,34	0,37	2,677	4,124
π	0,023	0,009	0,009	0,045
σ_{site}	0,537	0,102	0,37	0,768
$\sigma_{\text{année}}$	0,701	0,189	0,437	1,169
ρ	0,709	0,139	0,397	0,923

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par le modèle en tant que nombre moyen d'anguilles par 100 m² de passage de pêche électrique, au $\log_e(\text{débit})$ moyen, et indépendamment du site.

Relevé à la trappe à civelles dans la rivière East

La structure de modèle sélectionnée a utilisé une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle avec le mois comme point d'intersection aléatoire où l'effet du mois pouvait varier d'une année à l'autre (tableau A1.4). La SEC et la variance résiduelle indiquent une sous-dispersion potentielle, mais le nombre de zéros produits par le modèle était approprié et il n'y avait pas de tendance visible dans les résidus (figure A1.1). Aucune des autres structures de modèle explorées n'a produit de solutions de rechange raisonnables sur la base des statistiques d'ajustement.

Tableau 6. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données du relevé à la trappe à civelles dans la rivière East, à Chester, en Nouvelle-Écosse. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle et le mois comme point d'intersection aléatoire, l'effet du mois pouvant varier d'une année à l'autre. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	8,799	0,236	8,345	9,272
Année	0,067	0,062	-0,055	0,195
Marée	-0,313	0,068	-0,447	-0,18
Phase lunaire	0,211	0,049	0,116	0,306
Hyperparamètres				
k	0,513	0,02	0,475	0,554
π	0,032	0,005	0,024	0,044
σ_{mois}	2,951	0,263	2,357	3,318
$\sigma_{\text{année}}$	1,012	0,375	0,495	1,948
ρ	0,773	0,17	0,33	0,969

La hauteur de la marée et la phase lunaire sont demeurées des covariables importantes dans le modèle final (tableau 6). Le nombre de civelles a diminué avec la hauteur de la marée et augmenté avec la phase lunaire. La pente de l'année était positive, mais les IC à 95 % englobaient zéro. Les valeurs marginales *a posteriori* de la pente de l'année indiquaient qu'il y a une probabilité de 87,5 % qu'il y ait eu une augmentation du nombre quotidien de civelles dans la série chronologique.

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par le modèle en tant que nombre moyen d'anguilles par jour pris comme moyenne pour les mois de mai et juin afin de tenir compte des pics changeants d'une année à l'autre, à la hauteur moyenne de la marée et à la phase lunaire moyenne.

Sud du golfe

Relevé par pêche électrique dans la rivière Miramichi

La structure de modèle sélectionnée a utilisé une distribution de probabilité binomiale négative avec le site comme point d'intersection aléatoire (tableau A2.1). Cette structure de modèle peut être sous-dispersée et produire trop peu de zéros par rapport aux données observées. On observe une légère tendance dans les résidus, qui augmentent lorsque les valeurs ajustées sont plus élevées, ce qui indique que le modèle peut produire des sous-estimations pour des valeurs observées plus élevées. L'utilisation d'une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle n'a apporté aucune amélioration de la dispersion ou du nombre de zéros. L'exclusion du site en tant qu'effet aléatoire a amélioré les statistiques d'ajustement, mais a donné un CIWA beaucoup plus élevé ($\Delta CIWA = 465,4$). Il a été déterminé que les visites répétées représentent probablement un facteur de regroupement important dans les données, ce qui a été confirmé par l'estimation de l'écart-type important associé à cet effet aléatoire (tableau 7), et celui-ci a donc été maintenu dans le modèle.

Tableau 7. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données du relevé par pêche électrique dans la rivière Miramichi. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité binomiale négative et le site comme point d'intersection aléatoire. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	-6,021	0,141	-6,305	-5,751
Année	-0,017	0,006	-0,029	-0,005
$\log_e(\text{débit})$	-0,334	0,08	-0,492	-0,176
Longitude	0,301	0,114	0,075	0,522
Hyperparamètres				
k	0,268	0,014	0,241	0,296
σ_{site}	1,398	0,116	1,188	1,645
$\sigma_{\text{année}}$	0,524	0,082	0,379	0,701
ρ	0,255	0,203	-0,164	0,621

Le débit ($\log_e$ -transformé) et la longitude ont été maintenus dans le modèle en tant que covariables importantes (tableau 7). Le nombre d'anguilles a diminué avec le débit et augmenté dans les lieux les plus près de l'embouchure de la rivière. La tendance annuelle était négative et différente de zéro. L'estimation moyenne de la diminution proportionnelle de l'abondance dans la série chronologique de 67 ans était de 68 % (IC à 95 % : 85,6 % - 28,5 %). Cependant, lorsque le site n'était pas inclus en tant qu'effet aléatoire, la pente de l'année ne différait pas de zéro (-0,004, IC à 95 % : -0,17 - 0,01).

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par le modèle en tant que nombre moyen d'anguilles par 100 m² de passage de pêche électrique, au log_e(débit) moyen et à la longitude moyenne, et indépendamment du site.

Relevé par pêche électrique dans la rivière Restigouche

La structure de modèle sélectionnée a utilisé une distribution de probabilité de Tweedie avec le site comme point d'intersection aléatoire (tableau A2.2). Cette structure de modèle a produit trop peu de zéros (moyenne de 1 810, comparativement à 1 919 dans les données observées), mais les autres statistiques d'ajustement étaient satisfaisantes et il n'y avait pas de tendance significative dans les résidus (figure A2.1). Une structure de modèle de rechange pourrait utiliser la distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle et maintenir le site en tant qu'effet aléatoire. Cette distribution a produit un CIWA plus faible ($\Delta CIWA = -89,1$) et le nombre approprié de zéros, mais des statistiques d'ajustement liées à la dispersion moins bonnes et une tendance était présente dans les graphiques des résidus. L'exclusion du site en tant qu'effet aléatoire, avec une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle, a amélioré les statistiques d'ajustement, mais a donné un CIWA beaucoup plus élevé ($\Delta CIWA = 410$) et il y avait une tendance notable dans le graphique des résidus.

La température est restée une covariable importante (tableau 8). La pente de l'année était négative et différente de zéro. L'estimation moyenne de la diminution proportionnelle de l'abondance dans la série chronologique de 47 ans était de 85,4 % (IC à 95 % : 94,7 % - 62,6 %). La pente de l'année était similaire lorsqu'une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle était utilisée (-0,044, IC à 95 % : -0,068 - 0,02). Cependant, lorsque le site était omis en tant qu'effet aléatoire, la pente de l'année était significativement positive (0,065, IC à 95 % : 0,040 - 0,086). Ce résultat est probablement dû à l'augmentation de la variance des prises observée dans la dernière partie de la série chronologique (après 1994, figure 3), ce qui a entraîné des problèmes d'ajustement du modèle (p. ex. la tendance dans le graphique des résidus).

Tableau 8. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données du relevé par pêche électrique dans la rivière Restigouche. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle et le site comme point d'intersection aléatoire. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	-8,310	0,449	-9,269	-7,501
Année	-0,041	0,010	-0,062	-0,021
Température	0,142	0,059	0,026	0,258
Hyperparamètres				
k	1,344	0,013	1,319	1,37
π	3,697	0,121	3,466	3,94
σ_{site}	3,123	0,32	2,542	3,796
$\sigma_{année}$	0,507	0,093	0,347	0,709
ρ	0,387	0,191	-0,018	0,717

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par le modèle en tant que nombre moyen d'anguilles par 100 m² de passage de pêche électrique et indépendamment du site.

Nord du golfe

Relevé à la trappe dans la rivière Sud-Ouest

La structure de modèle sélectionnée a utilisé une distribution de probabilité binomiale négative avec le mois comme point d'intersection aléatoire où l'effet du mois pouvait varier d'une année à l'autre (tableau A3.1). Cette structure de modèle a produit des statistiques d'ajustement adéquates, et il n'y avait pas de tendance visible dans les graphiques des résidus (figure A3.1).

Les précipitations, la température sous forme de polynôme du second degré et la phase lunaire ont été maintenues dans le modèle final (tableau 9). Le nombre d'anguilles a augmenté légèrement avec les précipitations et fortement avec l'augmentation des températures, mais a diminué avec la phase lunaire. La tendance annuelle était positive, mais ne différait pas de zéro.

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par le modèle en tant que nombre moyen d'anguilles par jour pris comme moyenne pour l'ensemble des mois afin de tenir compte des pics changeants d'une année à l'autre, en fonction des précipitations et des températures moyennes.

Tableau 9. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données du relevé à la trappe dans la rivière Sud-Ouest. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité binomiale négative et le mois comme point d'intersection aléatoire, l'effet du mois pouvant varier d'une année à l'autre. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	1,41	0,123	1,176	1,657
Année	0,068	0,049	-0,036	0,165
Précipitations	0,11	0,052	0,008	0,213
Température	0,92	0,081	0,762	1,08
Température ²	0,248	0,039	0,17	0,325
Phase lunaire	-0,145	0,051	-0,246	-0,044
Hyperparamètres				
k	0,532	0,028	0,477	0,588
σ_{mois}	2,261	0,383	1,626	3,126
$\sigma_{\text{année}}$	0,818	0,183	0,521	1,238
ρ	-0,065	0,434	-0,8	0,755

Bassin du Saint-Laurent

Relevé au chalut dans la baie de Quinte

La structure de modèle sélectionnée a utilisé une distribution de probabilité binomiale négative sans effets aléatoires supplémentaires (tableau A4.1). Cette structure a produit des statistiques d'ajustement de dispersion légèrement élevées, peut-être en raison des observations consécutives de zéros dans les dernières années de la série chronologique, mais a produit un nombre approprié de zéros et il n'y avait pas de tendance visible dans les résidus (figure A4.1). L'inclusion du site en tant qu'effet aléatoire n'a pas amélioré l'ajustement du modèle ($\Delta CIWA > -2$).

Le mois et la profondeur ont été maintenus dans le modèle final (tableau 10). Les prises étaient les plus élevées en mai et les plus faibles en octobre, et elles ont légèrement augmenté dans la plage de profondeurs où des échantillons ont été prélevés (de 3,0 à 9,14 m). La tendance annuelle était abrupte et significative. Le déclin estimé était de 14,1 % (IC à 95 % : 18,8 - 8,4 %)

par année, ce qui indique une diminution des prises de plus de 99,9 % dans la série chronologique de 46 ans.

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par le modèle en tant que nombre moyen d'anguilles par chalut à la profondeur moyenne en août.

Tableau 10. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données du relevé au chalut dans la baie de Quinte. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle et le site comme point d'intersection aléatoire. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	-0,938	0,215	-1,367	-0,523
Année	-0,152	0,029	-0,208	-0,088
Juin	-0,501	0,209	-0,911	-0,091
Juillet	-0,645	0,237	-1,11	-0,179
Août	-0,646	0,199	-1,036	-0,254
Septembre	-0,724	0,229	-1,173	-0,275
Octobre	-2,007	0,288	-2,572	-1,441
Profondeur	0,109	0,05	0,011	0,206
Hyperparamètres				
k	0,877	0,093	0,71	1,073
$\sigma_{\text{année}}$	1,127	0,257	0,722	1,725
ρ	0,678	0,143	0,343	0,892

Relevé dans l'échelle à anguilles du barrage Moses-Saunders

La série chronologique du relevé dans l'échelle à anguilles du barrage Moses-Saunders a été divisée en deux ensembles de données, et des modèles individuels ont été créés en raison d'un écart de temps et de l'ajout de l'échelle du côté Moses. Le modèle pour la période de 1979 à 1995 a utilisé une structure de modèle qui comprenait une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle avec la semaine comme point d'intersection aléatoire, l'effet de la semaine étant constant d'une année à l'autre (tableau A4.2). Le modèle pour la période de 2006 à 2018 a utilisé une structure de modèle avec une distribution de probabilité binomiale négative avec le jour comme point d'intersection aléatoire maintenu constant d'une année à l'autre (tableau A4.3). Des problèmes d'ajustement ont été constatés pour les deux modèles, mais les structures de rechange n'ont pas apporté d'amélioration. Il y avait également une tendance visible dans les résidus, qui peut indiquer un surajustement à des valeurs observées plus élevées (une convergence des résidus vers 50 % pour des valeurs prédites plus élevées; figure A4.1). Les résultats des modèles pourraient donc être provisoires.

Les covariables différaient entre les modèles, le niveau d'eau étant un polynôme du second degré et la température un polynôme du second degré maintenu dans les modèles respectifs (tableau 11). La tendance annuelle différait également entre les deux périodes. Le nombre d'anguilles a connu un déclin prononcé et important dans la première série chronologique, alors qu'il n'a pas changé dans la deuxième série chronologique. Entre 1979 et 1995, le déclin était estimé à 20,1 % (IC à 95 % : 34,4 - 4,2 %) par année, ce qui indique une diminution de 96,7 % (IC à 95 % : 99,7 - 51,0 %) des prises dans la série chronologique de 17 ans. Le déclin du nombre d'anguilles s'est probablement poursuivi entre 1995 et 2006 (figure 3).

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par les modèles en tant que nombre moyen d'anguilles par jour à la température et au niveau d'eau moyens au cours de la 27^e semaine de l'année. L'ensemble de données normalisées a été traité comme un seul ensemble de données.

Tableau 11. Estimations des paramètres des modèles de normalisation des ensembles de données du relevé dans l'échelle à anguilles du barrage Moses-Saunders (1979-1995 et 2006-2018). Les modèles sélectionnés comprenaient une distribution de probabilité binomiale négative à inflation nulle et une distribution de probabilité binomiale négative, respectivement, avec la semaine comme point d'intersection aléatoire maintenu constant d'une année à l'autre. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
De 1979 à 1995				
Effets fixes				
Point d'intersection	6,518	0,074	6,375	6,662
Année	-0,201	0,074	-0,344	-0,042
Niveau d'eau	0,153	0,052	0,052	0,255
Niveau d'eau ²	0,163	0,032	0,099	0,226
Hyperparamètres				
k	1,388	0,054	1,286	1,492
π	0,219	0,011	0,199	0,241
$\sigma_{semaine}$	0,500	0,156	0,243	0,886
$\sigma_{année}$	1,137	0,245	0,751	1,709
ρ	0,277	0,255	-0,261	0,709
De 2006 à 2018				
Effets fixes				
Point d'intersection	4,765	0,062	4,644	4,89
Année	-0,011	0,095	-0,193	0,195
Température	0,185	0,045	0,097	0,273
Température ²	0,068	0,026	0,016	0,12
Hyperparamètres				
k	0,851	0,031	0,792	0,912
σ_{jour}	0,029	0,008	0,016	0,049
$\sigma_{année}$	0,875	0,267	0,509	1,542
ρ	0,608	0,209	0,135	0,918

Relevé dans l'échelle à anguilles du barrage de Beauharnois

La structure de modèle sélectionnée a utilisé la distribution de probabilité de Tweedie avec le jour (constant d'une année à l'autre) comme point d'intersection aléatoire. Cette structure de modèle a produit de bonnes statistiques d'ajustement de la dispersion, mais a permis trop peu d'estimations nulles (tableau A4.4). Il y avait 51 zéros dans l'ensemble de données, alors que le modèle pouvait produire entre 5 et 39 zéros (médiane = 18). D'autres structures de modèle utilisant une distribution binomiale négative à inflation nulle ont donné un nombre plus approprié de zéros et un CIWA plus faible, mais ont été considérablement sous-dispersées. Le graphique des résidus présentait une légère tendance et comptait un certain nombre de valeurs aberrantes pour les valeurs ajustées les plus élevées, ce qui indique que le modèle pourrait sous-estimer les valeurs observées les plus élevées.

La température sous forme de polynôme du second degré a été maintenue dans le modèle final (tableau 12), le nombre d'anguilles étant estimé en augmentation à un taux décroissant avec la

température. La tendance annuelle était légèrement négative, mais ne différait pas de zéro. Les valeurs marginales *a posteriori* de la pente de l'année indiquaient qu'il y avait une probabilité de 68,2 % qu'il y ait eu une diminution du nombre quotidien d'anguilles dans la série chronologique.

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par les modèles en tant que nombre moyen d'anguilles par jour à la température moyenne le 194^e jour de l'année.

Tableau 12. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données du relevé dans l'échelle à anguilles du barrage de Beauharnois. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité de Tweedie et le jour de l'année comme point d'intersection aléatoire. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	5,483	0,045	5,395	5,571
Année	-0,016	0,064	-0,129	0,143
Température	0,638	0,052	0,537	0,74
Température ²	-0,102	0,027	-0,156	-0,048
Hyperparamètres				
p	1,701	0,008	1,686	1,718
ϕ	3,038	0,116	2,804	3,259
σ_{jour}	0,017	0,004	0,009	0,026
$\sigma_{\text{année}}$	0,729	0,256	0,44	1,405
ρ	0,521	0,183	0,163	0,846

Relevé dans l'échelle à anguilles du barrage de Chambly

La structure de modèle sélectionnée a utilisé la distribution de probabilité binomiale négative avec le mois comme point d'intersection aléatoire variant dans le temps (par année). Cette structure de modèle a produit de bonnes statistiques d'ajustement de la dispersion, mais a permis un trop grand nombre d'estimations nulles (tableau A4.5). L'ensemble de données contenait 337 zéros observés et, d'une simulation à l'autre, le modèle a généré de 316 à 425 zéros (médiane = 370). D'autres structures de modèles n'ont pas permis d'améliorer les statistiques d'ajustement. Il n'y avait pas de tendances visibles dans les résidus du modèle (figure A4.1).

Tableau 13. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données du relevé dans l'échelle à anguilles du barrage de Chambly. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité de Tweedie et le jour de l'année comme point d'intersection aléatoire. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	1,599	0,08	1,439	1,754
Année	0,014	0,071	-0,134	0,152
Température	1,152	0,055	1,043	1,26
Température ²	0,136	0,034	0,07	0,202
log _e (débit)	0,262	0,121	0,025	0,499
Hyperparamètres				
k	0,866	0,039	0,793	0,944
σ_{mois}	0,885	0,133	0,661	1,18
$\sigma_{\text{année}}$	1,08	0,211	0,728	1,556

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
ρ	-0,037	0,247	-0,486	0,459

La température sous forme de polynôme du second degré et le débit $\log_e$ -transformé ont été maintenus dans le modèle final (tableau 13). Le nombre d'anguilles a augmenté à un taux croissant avec la température et a également augmenté à des débits plus élevés. La pente de l'année était positive, mais ne différait pas de zéro. Les valeurs marginales *a posteriori* de la pente de l'année indiquaient qu'il y a une probabilité de 59,4 % qu'il y ait eu une augmentation du nombre quotidien d'anguilles dans la série chronologique.

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par le modèle en tant que nombre moyen d'anguilles par jour pris comme moyenne pour l'ensemble des mois afin de tenir compte des pics changeants d'une année à l'autre, à la température moyenne et au $\log_e$ (débit) moyen.

Relevé à la trappe de Saint-Nicolas

La structure de modèle sélectionnée a utilisé la distribution de probabilité binomiale négative avec le jour comme point d'intersection aléatoire. Cette structure de modèle peut être surdispersée d'après les statistiques d'ajustement estimées (tableau A4.6), mais elle produit un nombre approprié de zéros et il n'y a pas de tendance apparente dans les résidus (figure A4.1). Aucune des structures de modèle de rechange n'a permis d'améliorer les statistiques d'ajustement. La surdispersion peut mener à des IC étroits pour les paramètres du modèle, et ceux-ci doivent donc être interprétés avec prudence.

Tableau 14. Estimations des paramètres du modèle de normalisation de l'ensemble de données du relevé à la trappe de Saint-Nicolas. Le modèle sélectionné comprenait une distribution de probabilité binomiale négative et le jour de l'année comme point d'intersection aléatoire. Voir le tableau 2 et les équations 1 à 3 pour les définitions des paramètres.

Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Effets fixes				
Point d'intersection	-2,363	0,033	-2,428	-2,298
Année	-0,013	0,007	-0,028	0,00
Température	-0,135	0,033	-0,199	-0,071
Température ²	-0,088	0,021	-0,13	-0,047
Phase lunaire	0,116	0,02	0,076	0,155
Hyperparamètres				
k	0,957	0,039	0,883	1,036
σ_{jour}	0,029	0,011	0,014	0,055
$\sigma_{\text{année}}$	0,259	0,049	0,179	0,371
ρ	0,668	0,134	0,366	0,88

La température sous forme de polynôme du second degré et la phase lunaire ont été maintenues dans le modèle final. Le nombre d'anguilles a suivi une tendance négative convexe avec la température. La pente de l'année est très proche de zéro, mais la présence d'une surdispersion en limite l'interprétation.

Un indice annuel normalisé de l'abondance a été produit par le modèle en tant que nombre moyen d'anguilles par période d'immersion de 12 heures, à température moyenne, le 157^e jour de l'année.

TENDANCE À L'ÉCHELLE DU CANADA

Treize modèles de normalisation ont été ajustés à des ensembles de données provenant de douze plans d'eau douce au Canada. Parmi les ensembles de données, cinq (38 %) présentaient des tendances annuelles significativement négatives et aucune n'avait de tendances significativement positives. En général, les ensembles de données contenant plus de données historiques présentaient des tendances annuelles plus négatives (figure 4). Cinq des six (83 %) ensembles de données contenant des données antérieures à 1990 présentaient des pentes négatives importantes. Il s'agissait d'ensembles de données provenant des zones suivantes : Scotia-Fundy, sud du Golfe et bassin du Saint-Laurent. Les déclinés les plus importants ont été observés dans la zone du bassin du Saint-Laurent. Parmi les ensembles de données qui ont commencé après 1990 (sept ensembles de données), trois présentaient des tendances annuelles positives, bien qu'aucun ne différait de zéro sur la base d'IC à 95 %.

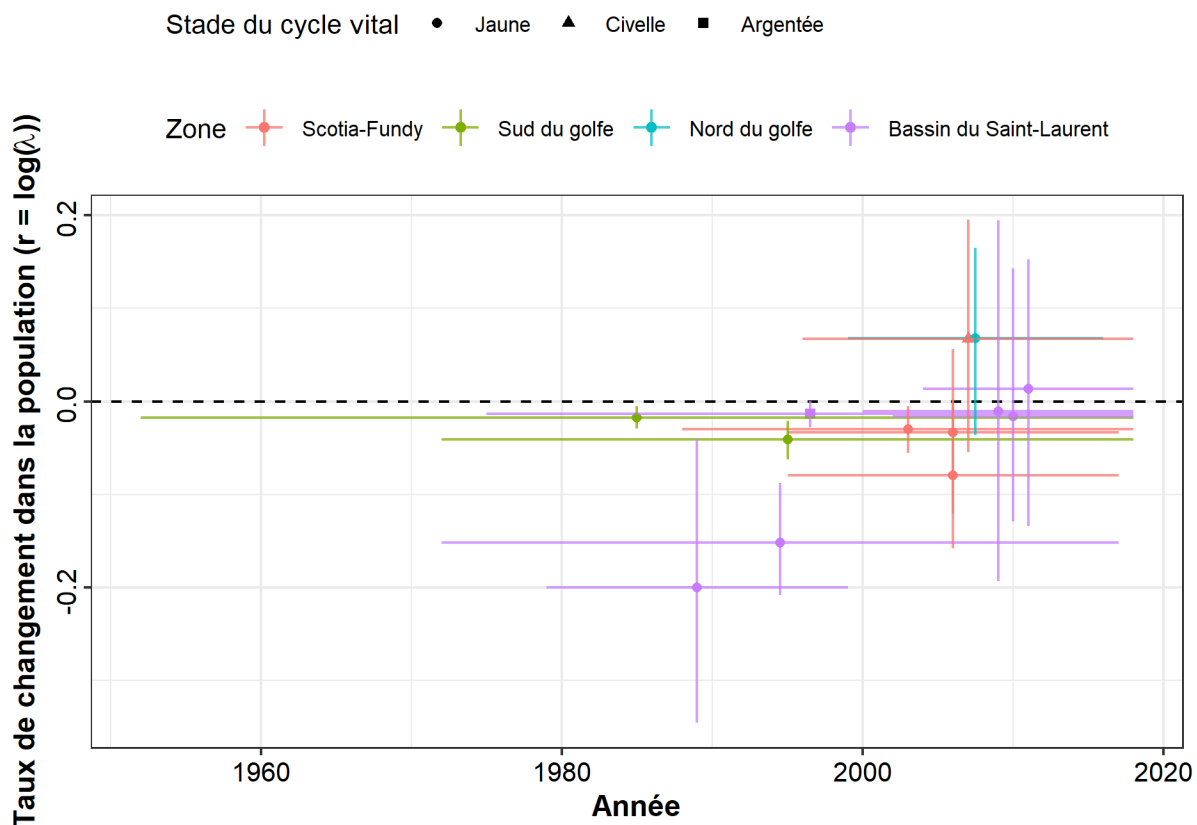


Figure 4. Estimations du taux de variation de la population à partir des modèles de normalisation (tableaux 3 à 14) pour chacune des séries chronologiques relatives à l'anguille d'Amérique. Les points représentent le point médian de la série chronologique et l'estimation moyenne de r (pente de l'année). Les lignes représentent la fourchette d'années d'échantillonnage (axe des x) et les intervalles de crédibilité à 95 % des estimations de r (axe des y). La couleur indique la zone de l'ensemble de données.

Les indices de l'abondance relative annuelle ont été générés à partir des modèles de normalisation. Les indices générés par les modèles de normalisation étaient, pour la plupart, assez similaires aux indices issus des données brutes; mais souvent avec une variabilité réduite (figure 5). Les ensembles de données de la zone du sud du golfe constituent une exception notable, car ils différaient de manière plus importante des données brutes.

Tableau 15. Résultats de l'analyse de la tendance à l'échelle du Canada. Les estimations de la pente moyenne de l'année (intervalles de crédibilité à 95 %) pour les modèles correspondent aux indices d'abondance relative générés par les modèles de normalisation et les données brutes. Les résultats sont présentés pour trois méthodes de transformation des données et s'ajustent à trois périodes temporelles pour les douze séries chronologiques et les dix séries chronologiques ciblant le stade de l'anguille jaune. Les pentes moyennes de l'année en gras mettent en évidence les valeurs qui diffèrent de zéro.

Modèle	Séries chronologiques		
	Toutes	1980-2018	2000-2018
Tous les ensembles de données			
Données normalisées			
Transformées en logarithme	-0,035 (-0,045, -0,024)	-0,035 (-0,046, -0,023)	-0,012 (-0,028, 0,004)
Mises à l'échelle	-0,035 (-0,044, -0,025)	-0,032 (-0,043, -0,021)	-0,012 (-0,028, 0,004)
Normalisées	-0,037 (-0,047, -0,027)	-0,035 (-0,047, -0,023)	-0,027 (-0,049, -0,006)
Données brutes			
Transformées en logarithme	-0,029 (-0,042, -0,015)	-0,027 (-0,041, -0,012)	-0,010 (-0,03, 0,011)
Mises à l'échelle	-0,028 (-0,039, -0,018)	-0,025 (-0,039, -0,011)	-0,011 (-0,036, 0,015)
Normalisées	-0,024 (-0,034, -0,015)	-0,021 (-0,034, -0,009)	-0,014 (-0,035, 0,008)
Ensembles de données sur l'anguille jaune			
Données normalisées			
Transformées en logarithme	-0,047 (-0,059, -0,034)	-0,046 (-0,06, -0,032)	-0,015 (-0,033, 0,003)
Mises à l'échelle	-0,042 (-0,052, -0,033)	-0,042 (-0,055, -0,028)	-0,016 (-0,033, 0,001)
Normalisées	-0,043 (-0,055, -0,033)	-0,045 (-0,06, -0,03)	-0,027 (-0,051, -0,003)
Données brutes			
Transformées en logarithme	-0,039 (-0,055, -0,023)	-0,037 (-0,054, -0,019)	-0,010 (-0,033, 0,014)
Mises à l'échelle	-0,032 (-0,044, -0,021)	-0,033 (-0,049, -0,015)	-0,009 (-0,038, 0,02)
Normalisées	-0,03 (-0,042, -0,018)	-0,03 (-0,045, -0,014)	-0,012 (-0,036, 0,013)

Les ajustements des modèles de tendance à l'échelle du Canada ont produit des résultats similaires pour les trois méthodes utilisées pour transformer/mettre à l'échelle les ensembles de données et entre les modèles ajustés aux indices d'abondance normalisés et bruts (tableau 15, A5.1 à A5.6, figures 6, A5.1 et A5.2). En ce qui concerne les séries chronologiques propres à l'anguille jaune, les tendances annuelles étaient plus négatives que lorsque toutes les séries chronologiques étaient incluses. Toutes les tendances temporelles, pour les modèles ajustés à l'ensemble de la série chronologique et à l'ensemble de données de 1980 à 2018, ont produit

des pentes négatives significatives. Les pentes moyennes variaient de -0,022 à -0,047. Étant donné que tous les ensembles de données ont été inclus, il y avait une probabilité de 69,2 à 99,6 % que l'abondance de l'anguille d'Amérique ait diminué de plus de 50 % depuis 1980 pour les ajustements de données normalisés et bruts. Lorsqu'elle est limitée aux séries chronologiques de l'anguille jaune, la probabilité augmente de 92,8 à 100 %. La probabilité que le déclin depuis 1980 ait été de plus de 70 % était de 6,0 à 66,8 % avec tous les ensembles de données inclus et de 40,3 à 97,7 lorsque l'accent était mis sur l'abondance relative de l'anguille jaune (figure 6). Lorsque l'ajustement était limité aux données des années 2000 à 2018, les pentes de tendances annuelles étaient moins négatives et cinq des six résultats ne différaient pas de zéro. Pour les ajustements aux données de 2000 à 2018, les estimations du déclin étaient les plus probables, mais il existe la possibilité d'une augmentation de l'abondance relative avec une probabilité de 1 à 5 % pour les ajustements aux données normalisées et de 11 à 21 % pour les ajustements aux données brutes pour toutes les séries chronologiques et de 1 à 4 % et de 17 à 27 % pour les séries chronologiques de l'anguille jaune.

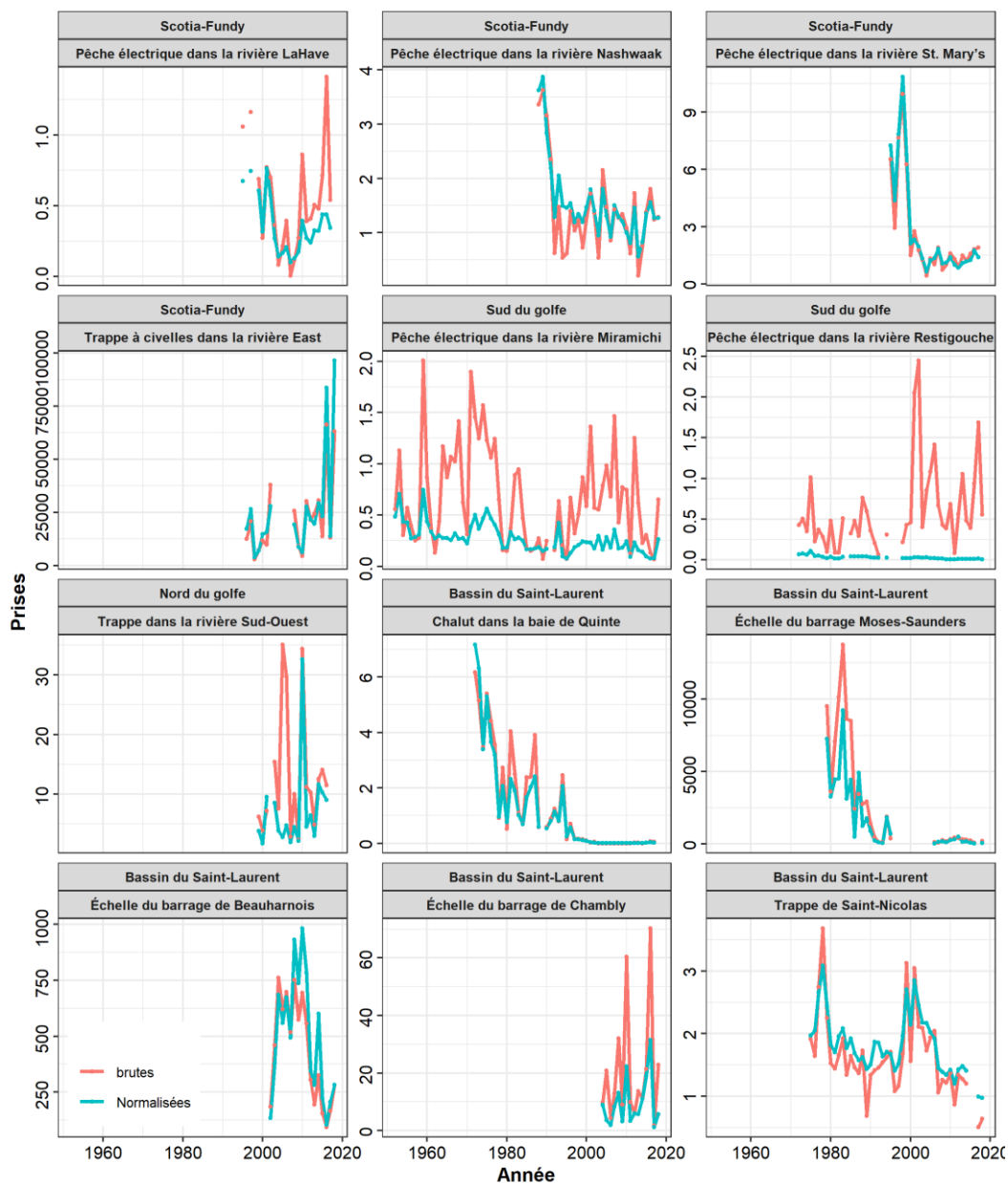


Figure 5. Indices de l'abondance relative annuelle pour chaque série chronologique sur l'anguille d'Amérique générée à l'aide du modèle de normalisation sélectionné (bleu) et des données brutes (rouge).

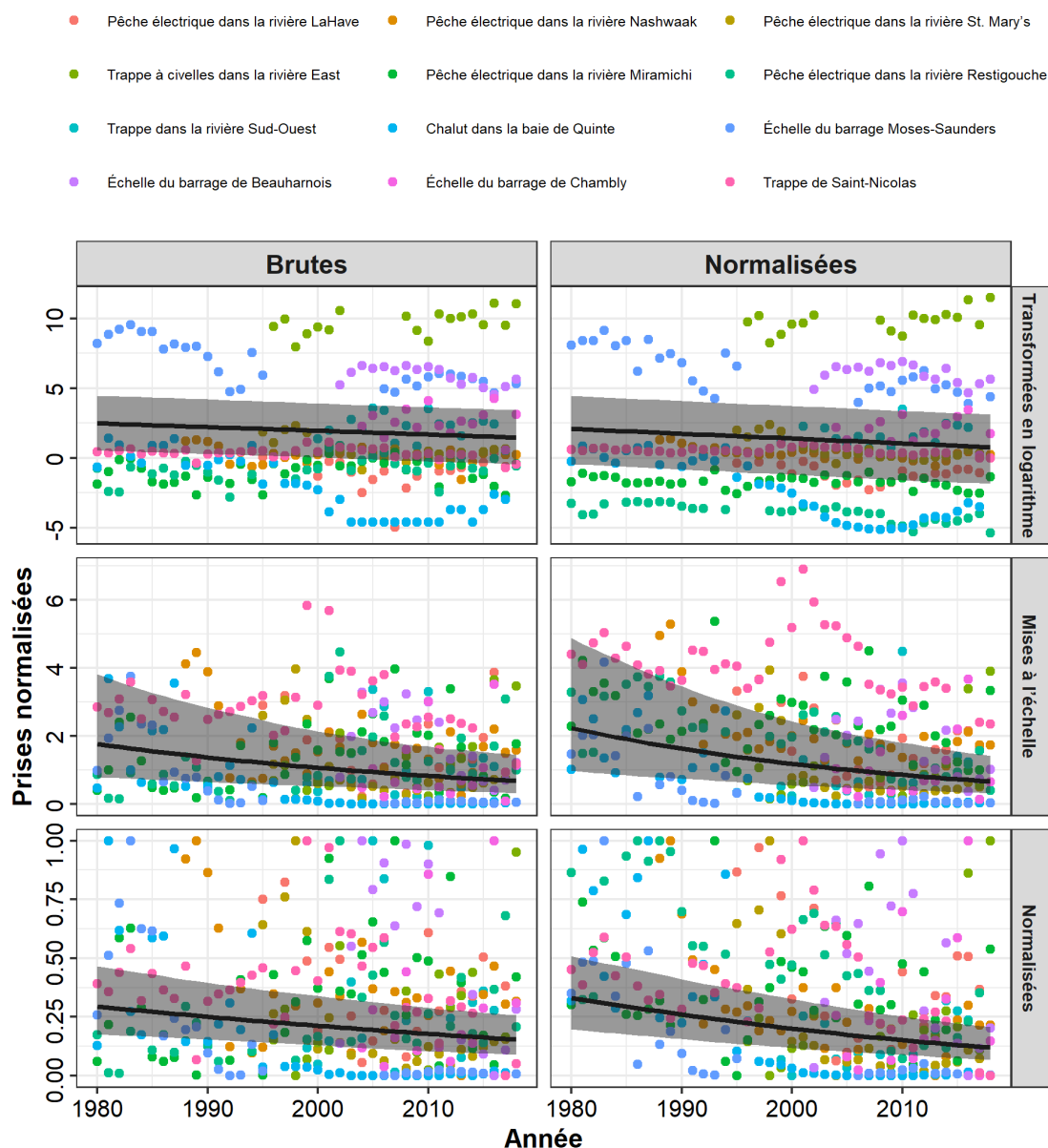


Figure 6. Résultats de l'analyse de la tendance à l'échelle du Canada pour les modèles ajustés aux indices bruts et normalisés de l'abondance relative pour les années de 1980 à 2018. Trois méthodes de transformation ont été utilisées pour mettre à l'échelle les ensembles de données. La ligne noire indique la tendance moyenne, et la zone grise indique les intervalles de crédibilité à 95 %.

Les données normalisées de 1980 à 2018, y compris tous les ensembles de données, ont été réajustées afin d'inclure la pondération des zones en fonction de la taille du bassin hydrographique. L'accent est donc mis davantage sur les ensembles de données provenant des zones du bassin du Saint-Laurent et du nord du golfe. Il en résulte une pente plus négative, les estimations moyennes variant de -0,038 à -0,042 selon les méthodes de transformation. Lorsque la pondération a été calculée en fonction du nombre d'ensembles de données provenant de chaque zone, le modèle a été plus fortement pondéré en faveur de l'unique ensemble de données du nord du Golfe, et les pentes moyennes estimées étaient légèrement inférieures, de -0,028 à -0,040.

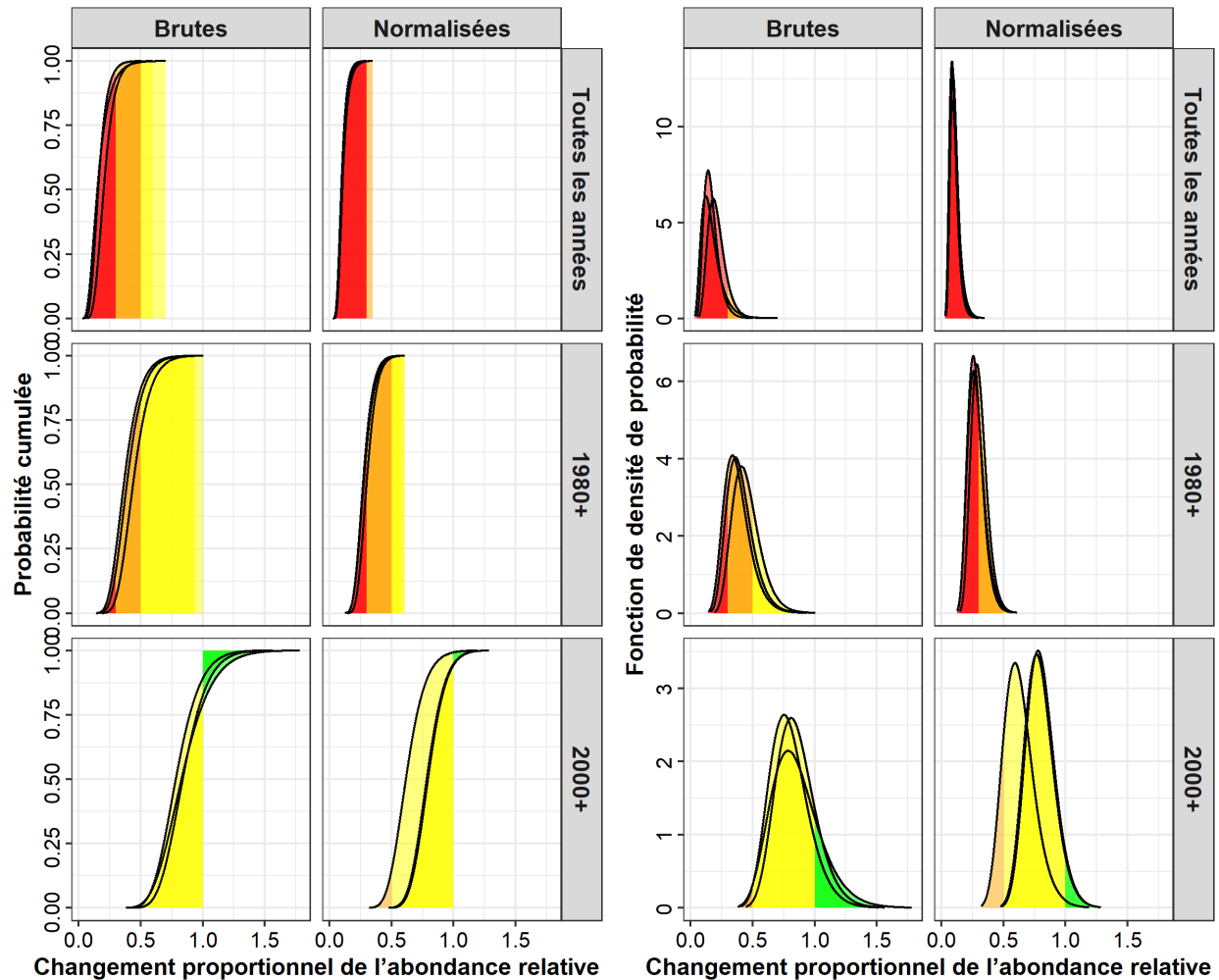


Figure 7. Probabilité cumulée (gauche) et fonction de densité de probabilité (droite) des niveaux de changement proportionnel dans la population d'anguilles d'Amérique au Canada estimés pour trois périodes temporelles (toutes les années : de 1952 à 2018; à compter de 1980 : de 1980 à 2018; et à compter de 2000 : 2000 à 2018) pour les données normalisées et brutes en utilisant les douze séries chronologiques de données sur l'anguille d'Amérique. Les lignes représentent les résultats pour les trois méthodes de transformation des données. Les couleurs représentent les différents niveaux de changement dans la population : rouge - déclin supérieur à 70 %, orange - déclin de 50 à 70 %, jaune - déclin de moins de 50 %, vert - augmentation de la population.

L'influence des ensembles de données individuels et du nombre inégal d'ensembles de données entre les zones a été étudiée à l'aide d'une analyse par échantillonnage et d'une analyse par exclusion. L'analyse par échantillonnage comprenait 40 ajustements de modèle et incluait toutes les combinaisons uniques d'ensembles de données dans les zones (une de chaque). L'ensemble de données du relevé à la trappe dans la rivière Sud-Ouest a été inclus dans tous les ajustements, en tant que seul représentant de la zone du nord du golfe, et montre la gamme complète des estimations de la pente de l'année (figure 8). Les pentes variaient de -0,061 à 0,029. Dix-huit pentes étaient significativement négatives (45 %), et deux étaient significativement positives (5,0 %). Les deux pentes positives significatives incluaient l'ensemble de données du relevé à la trappe à civelles dans la rivière East. Lorsque les ensembles de données du relevé dans l'échelle à anguilles du barrage Moses-Saunders ou du relevé au chalut dans la baie de Quinte ont été inclus dans l'ajustement du modèle, l'estimation

de la pente était toujours négative, mais trois sur seize n'étaient pas significativement différentes de zéro (toutes les estimations non significatives incluaient l'ensemble de données du relevé à la trappe à civelles dans la rivière East en tant que représentant de la zone Scotia-Fundy).

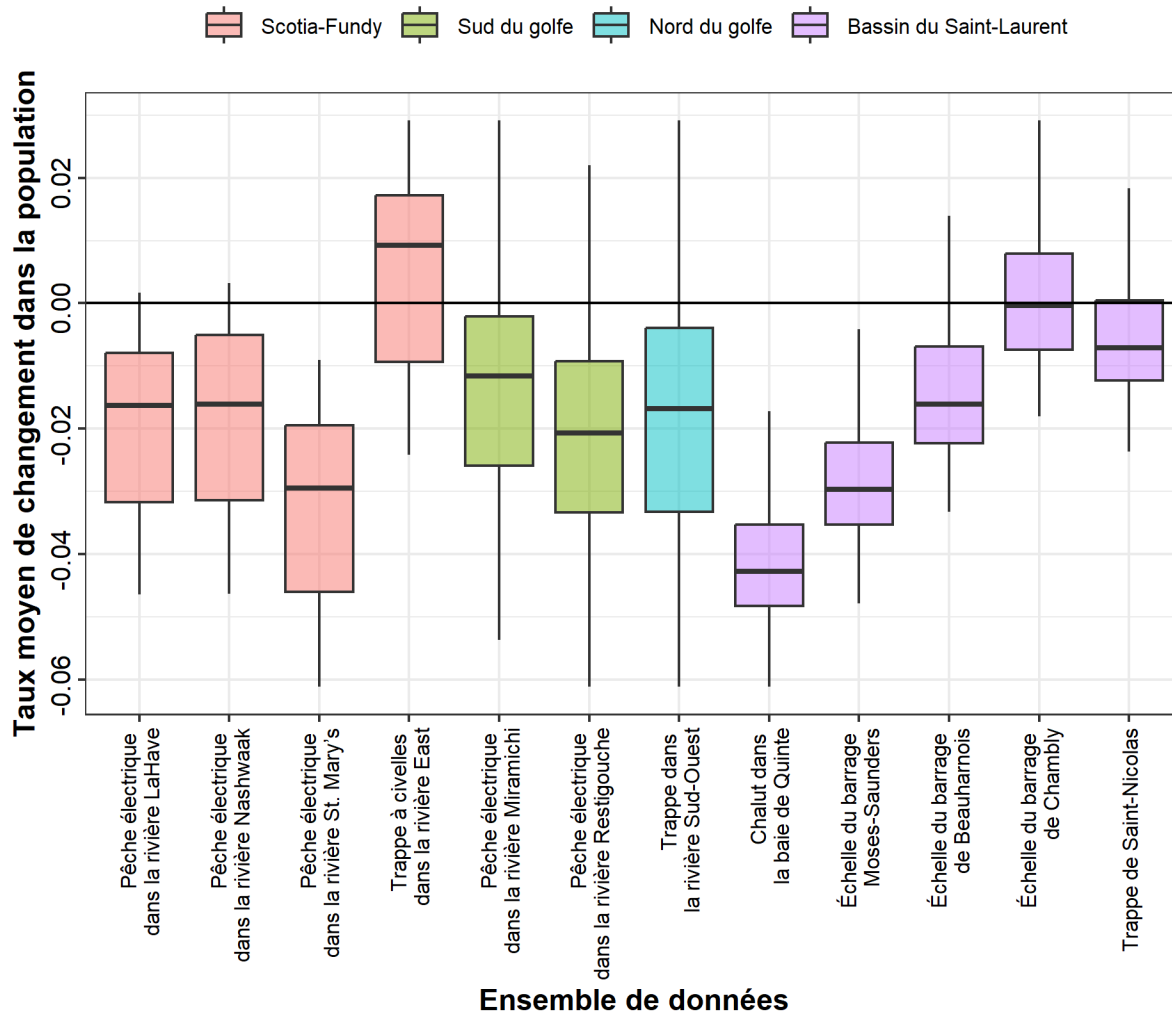


Figure 8. Résultats de l'analyse des échantillons (un ensemble de données échantillonné dans chaque zone a été inclus dans l'analyse). L'axe des y est la pente moyenne de l'année tirée des résultats du modèle représentant le taux instantané de changement dans la population ($\lambda = e^r$) lorsque l'ensemble de données a été inclus dans l'ajustement du modèle. L'analyse a été appliquée aux données normalisées, pour les années 1980 à 2018, transformées par mise à l'échelle (équation 7).

L'analyse par exclusion montre l'influence des différents ensembles de données sur les résultats globaux. Elle a consisté en douze ajustements de modèle d'addition appliqués aux données normalisées, des années 1980 à 2018, transformées par mise à l'échelle (équation 7). Les estimations de la pente variaient de -0,040 à -0,021 avec une moyenne de -0,032. Toutes les estimations étaient significativement différentes de zéro. La pente la plus négative a été observée lors de l'exclusion de l'ensemble de données du relevé à la trappe à civelles dans la rivière East. Cet ensemble de données présentait la pente de tendance annuelle la plus positive (tableau 6) et était le seul ensemble de données représentant le stade de la civelle. La pente la moins négative a été obtenue en excluant l'ensemble de données du relevé au chalut dans la

baie de Quinte. L'ensemble de données du relevé à la trappe de Saint-Nicolas était le seul ensemble de données représentant l'anguille argentée et constituait la plus longue série chronologique sans tendance négative significative. Lorsque cet ensemble de données est exclu de l'ajustement du modèle, la pente est de -0,034.

Analyse des facteurs dynamiques

Le modèle d'AFD le mieux adapté, ajusté aux données normalisées de 1980 à 2018, comprend trois tendances latentes avec une structure de covariance indépendante et égale (figure 9). Les ajustements avec une variance inégale et des tendances latentes supérieures à 1 n'ont pas convergé correctement après 20 000 itérations. Le meilleur ajustement suivant comprenait trois tendances avec une structure de covariance à symétrie composée, mais il n'y avait pas de soutien pour la structure la plus complexe ($\Delta CIA \sim 1$). La variation du critère d'information d'Akaike pour un ajustement avec quatre tendances était de 9,3.

Les valeurs de saturation factorielle, Z , associées aux tendances (figure 9) indiquent l'association relative de la série chronologique à chaque ligne de tendance. Une valeur positive indique une association positive, la série chronologique suit la tendance, et une valeur négative indique une association négative, la série chronologique suit l'inverse de la tendance. La tendance 1 indique une périodicité potentielle de la série chronologique, en particulier pour la rivière LaHave, la rivière St. Mary's et le barrage de Beauharnois. Aucun de ces ensembles de données ne contient d'observations antérieures à 1995, de sorte que l'on ne sait pas exactement ce qui a eu une incidence sur l'augmentation au cours des premières années de cette tendance; il s'agit peut-être de l'inverse de la tendance pour le barrage Moses-Saunders. La tendance 2 montre un déclin presque continu tout au long de la série chronologique. Le déclin est le plus marqué à la fin des années 1980 et au début des années 1990 et se stabilise au cours des années les plus récentes. Toutes les séries chronologiques ont des valeurs de saturation factorielle positives, ce qui indique que chacune d'entre elles pourrait être associée à cette tendance au déclin. L'interprétation de la tendance 3 est moins claire. Cette tendance semble suivre de près la ligne de tendance de la trappe de Saint-Nicolas avec une certaine association avec l'augmentation observée dans la série chronologique du relevé à la trappe à civelles dans la rivière East. Le barrage de Chambly avait des valeurs de saturation factorielle importantes associées aux trois tendances, ce qui peut indiquer que les données du barrage de Chambly ne sont pas bien décrites par le modèle d'AFD. Lorsque l'on examine les prévisions propres aux séries chronologiques (figure 10), il est évident que les données sur le barrage de Chambly sont mal ajustées. Il existe d'autres problèmes d'ajustement, par exemple dans la baie de Quinte, et des violations potentielles de l'hypothèse de normalité qui peuvent avoir une incidence sur l'ajustement du modèle d'AFD.

L'ajustement du modèle d'AFD aux données brutes (non normalisées) était similaire à l'ajustement aux données normalisées avec en grande partie la même interprétation (annexe 6).

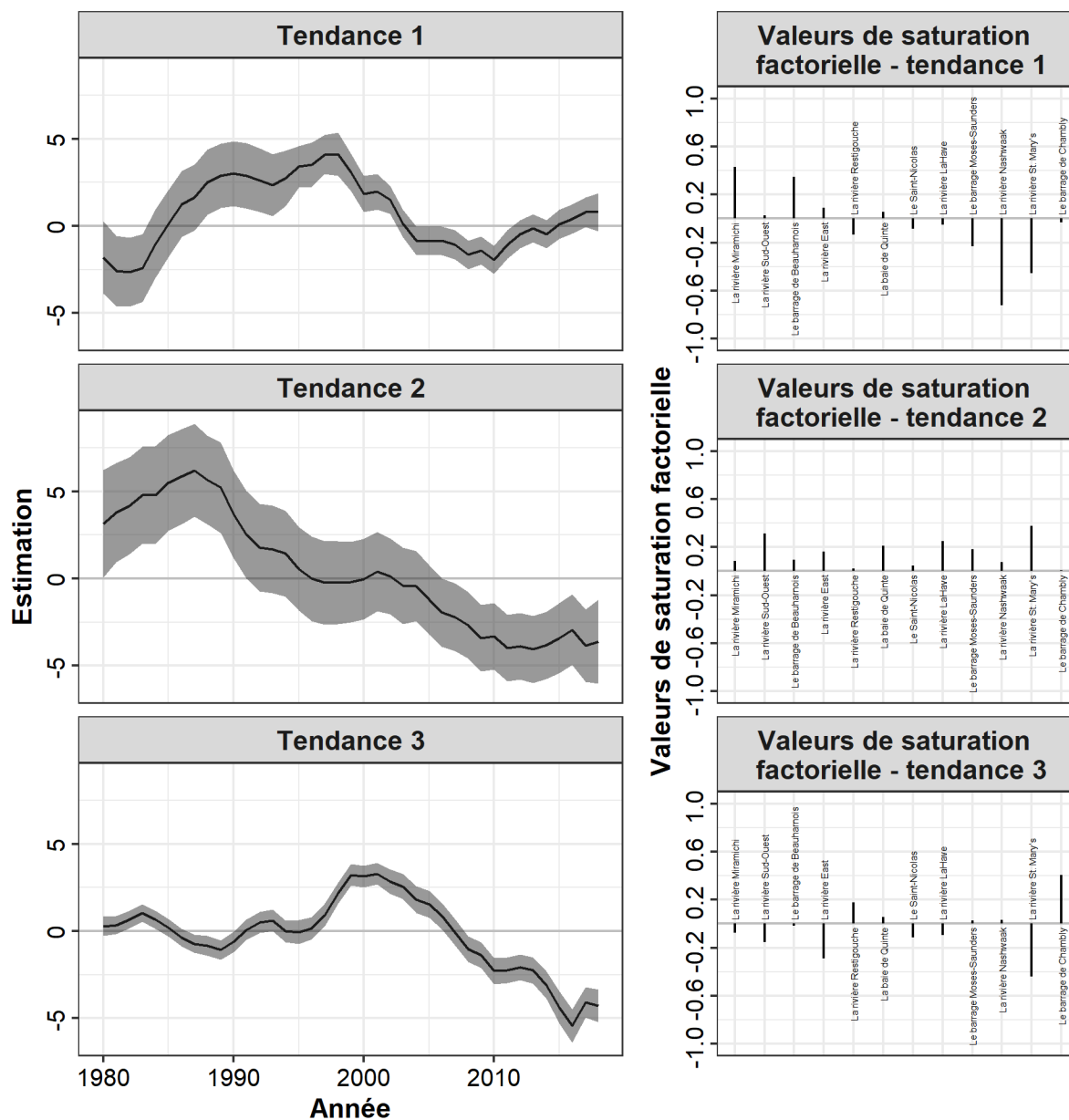


Figure 9. Résultats de l'analyse des facteurs dynamiques ajustés aux données normalisées pour les années 1980 à 2018. La colonne de gauche représente les lignes de tendance estimées et la colonne de droite, les valeurs de saturation factorielle associées à la ligne de tendance pour chaque série chronologique.

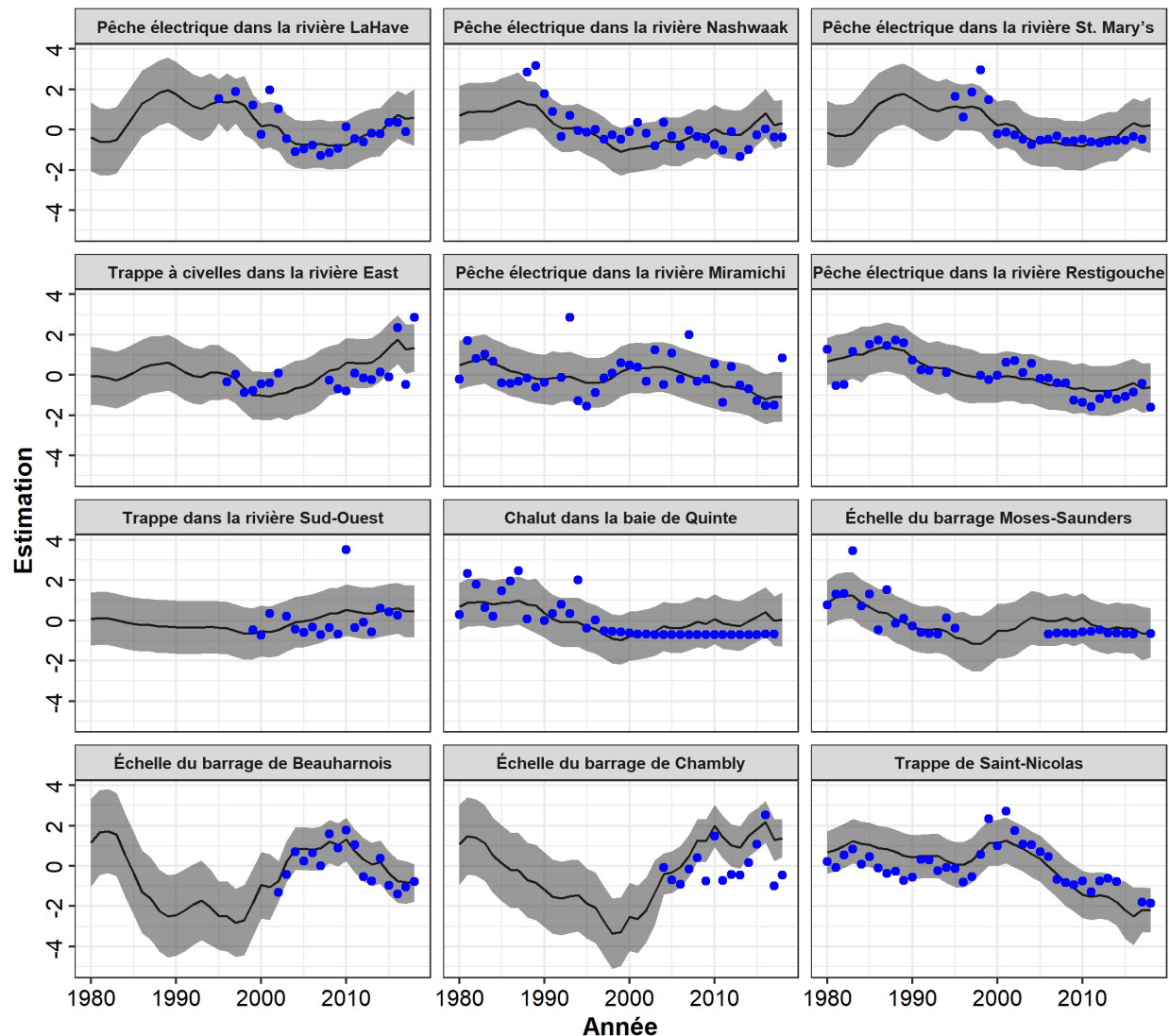


Figure 10. Prévisions propres aux séries chronologiques à partir de l'analyse des facteurs dynamiques ajustée aux données normalisées pour les années 1980 à 2018. Les points bleus sont les données, les lignes noires sont les prévisions moyennes et les zones grises sont les intervalles de confiance à 95 %.

DISCUSSION

La tendance de l'abondance relative de l'anguille d'Amérique à l'échelle du Canada a été estimée en normalisant et en amalgamant les divers ensembles de données à long terme indépendants de la pêche, précédemment identifiés (Cairns 2020) comme révélateurs des tendances potentielles. Le poids de la preuve porte à croire que, dans l'ensemble de l'aire de répartition canadienne en eau douce où des données étaient disponibles, l'abondance de l'anguille d'Amérique a diminué. Bien que les déclinés les plus marqués et les plus spectaculaires aient été observés dans la zone du bassin du Saint-Laurent, des déclinés plus faibles, mais tout de même importants ont également été observés dans les zones Scotia-Fundy et du sud du golfe. Le principal facteur contribuant à la constatation d'un déclin important de l'abondance relative était la date de début de la série chronologique. Tous les ensembles de données pour lesquels un déclin important a été estimé comprenaient des

années d'échantillonnage antérieures à 1990. Aucun déclin important n'a été relevé dans les ensembles de données commençant après 1990, et les estimations de la tendance à l'échelle du Canada pour les années 2000 à 2018 n'étaient, pour la plupart, pas différentes de zéro. Cela indique qu'en eau douce au Canada, l'abondance de l'anguille d'Amérique a été relativement stable au cours des deux dernières décennies, mais que des déclins importants ont probablement eu lieu auparavant et n'étaient pas limités à la zone du bassin du Saint-Laurent.

Ces résultats concordent largement avec les conclusions des précédentes analyses des tendances de l'abondance de l'anguille d'Amérique. Les analyses qui ont examiné plusieurs séries chronologiques ont régulièrement trouvé des combinaisons de déclins et d'absence de changement avec quelques tendances positives (Haro *et al.* 2000, COSEPAC 2012, Jacoby *et al.* 2017, ASMFC 2017, 2023, Cornic *et al.* 2021). Les analyses présentées ici sont les premières à démontrer l'importance d'inclure des données historiques pour saisir les déclins dans les abondances de l'anguille d'Amérique (figure 4). Les ensembles de données inclus dans cette analyse ont été utilisés dans des analyses antérieures (Bowlby 2018, Cornic *et al.* 2021) et, pour les séries chronologiques individuelles, les résultats sont similaires, mais pas exactement les mêmes en raison de différences dans la structure des modèles.

Verreault et Dumont (2003) ont fourni des estimations de l'échappée de l'anguille argentée du cours supérieur du Saint-Laurent et du lac Ontario pour 1996 et 1997, avec une baisse de 20 % de l'échappée entre ces deux années. Ce déclin concorde avec la tendance observée au moyen du modèle de normalisation des données de dénombrement dans l'échelle à anguilles du barrage Moses-Saunders (tableau 11), même si ces données représentent des anguilles remontant le fleuve plus de dix ans avant de redescendre en tant qu'anguilles argentées.

Cette analyse de la tendance à l'échelle du Canada est la première tentative de description de la trajectoire globale de l'abondance de l'anguille d'Amérique au Canada. La comparaison avec les deux tentatives disponibles pour les données des États-Unis (ASMFC 2023, Kahn 2019) décrit des tendances concordant largement avec des déclins jusqu'au milieu des années 1990, suivis d'une période d'abondances relativement stables. L'ASMFC (2023) a utilisé une approche basée sur un modèle gaussien espace-état pour déterminer une tendance temporelle commune d'une série chronologique à l'autre. L'estimation moyenne du taux de changement dans la population d'anguilles jaunes était négative, mais les intervalles de confiance chevauchaient zéro. Le test de tendance non paramétrique de Mann-Kendall propres aux séries chronologiques montre que les tendances négatives sont plus fréquentes que les tendances positives dans les séries chronologiques. L'absence de preuve d'un changement dans l'abondance après 2000 dans la présente analyse concorde avec les observations des séries chronologiques à plus court terme rapportées par l'ASMFC (2017, 2023), alors que l'indice généré par Kahn (2019) montre de possibles augmentations récentes de l'abondance. Cependant, l'indice de Kahn est basé sur des données sur la pêche récréative qui représentent les eaux côtières salées et saumâtres, et non les eaux douces. En outre, la faible précision des données sur la pêche récréative et le nombre limité d'anguilles d'Amérique rencontrées lors de ces relevés (ASMFC 2017), ainsi que les intervalles de confiance plus larges pour la série chronologique de l'indice de Kahn après 2003, suggèrent que les tendances récentes de cet indice doivent être interprétées avec prudence.

La méthode d'AFD est un outil utile pour compléter les analyses de tendances à l'aide des MLMG. L'AFD a été utilisée pour faire la synthèse de douzaines de séries chronologiques indépendantes concernant l'anguille européenne (*Anguilla anguilla*) en une tendance commune (ICES 2022), et son utilisation a été recommandée par le comité d'examen dans la récente évaluation du stock d'anguille d'Amérique aux États-Unis (ASMFC 2023). Les conclusions tirées des résultats de l'AFD concordent largement avec l'analyse des tendances à l'aide des MLMG. Des déclins à long terme ont été observés, principalement avant l'an 2000, et la stabilité est

plus grande depuis. L'AFD a également indiqué des fluctuations périodiques potentielles, qui pourraient nécessiter une étude plus approfondie et être liées aux conditions climatiques ou océaniques. Toutefois, compte tenu des problèmes plus importants d'ajustement de modèle et de la non-normalité potentielle des données, l'AFD doit être interprétée avec prudence et utilisée principalement en complément de l'analyse des tendances à l'aide des MLMG.

La collecte des ensembles de données inclus dans cette analyse dépendait de la disponibilité des ensembles, ce qui a donné un modèle déséquilibré avec des ensembles de données de qualité variable. Le nombre d'ensembles de données représentant les différentes zones était inégal, ce qui pourrait fausser l'estimation de la tendance à l'échelle du Canada en faveur des zones les plus représentées. L'inclusion de la zone en tant que point d'intersection aléatoire induit une corrélation entre les observations au sein d'une zone, ce qui devrait réduire le biais en faveur des zones pour lesquelles il existe un plus grand nombre d'ensembles de données. Les écarts-types estimés propres aux zones étaient toutefois généralement faibles et très incertains (tableaux A5.1 à A5.6), ce qui indique que la corrélation au sein des zones n'était pas très significative. D'autres approches, telles que la pondération et l'analyse d'échantillons, ont également été utilisées pour étudier ce biais. Les conclusions générales étaient robustes à l'égard de ces ajustements modifiés lorsque les séries chronologiques plus longues étaient conservées.

Les ensembles de données inclus dans l'analyse étaient de qualité et d'uniformité variables. Un grand nombre des ensembles de données inclus provenaient de relevés qui ne ciblent pas l'anguille d'Amérique, mais la capturent accidentellement en ciblant d'autres espèces, comme le saumon atlantique. Lorsqu'une espèce n'est pas la cible de l'effort d'échantillonnage, il y a plus de chances qu'elle soit omise ou qu'elle ne soit pas correctement dénombrée. En outre, la propension de l'anguille d'Amérique à s'enfouir (Tomie *et al.* 2017) peut la rendre moins susceptible d'être détectée. De plus, certains protocoles d'échantillonnage ont été modifiés, ce qui n'a pas pu être contrôlé par la normalisation. Par exemple, l'ensemble de données du relevé dans l'échelle à anguilles du barrage Moses-Saunders consiste en des dénombrements d'anguilles remontant l'échelle du côté Saunders du barrage, mais également du côté Moses dans les dernières années. Des changements ont été apportés à l'échelle elle-même ainsi qu'aux méthodes utilisées pour compter les anguilles tout au long de la période d'échantillonnage, et une échelle supplémentaire a été construite du côté États-Unien du barrage (Cairns 2020). Chacun de ces facteurs peut contribuer à une variation du nombre d'anguilles non prise en compte par la normalisation. Pour l'ensemble de données du relevé à la trappe à civelles dans la rivière East, il y a eu des changements dans la méthode et la fréquence des estimations d'échantillonnage pour convertir les mesures volumétriques ou de poids en dénombrements de civelles (Bradford *et al.* 2022). L'augmentation des événements d'échantillonnage a probablement mené à des dénombrements plus précis, ce qui peut contribuer à l'augmentation du nombre de civelles dans les dernières années de la série chronologique. L'ensemble de données du relevé à la trappe de Saint-Nicolas, les dénombrements de nombreuses espèces ont été mémorisés avant d'être enregistrés pour une grande partie de la série chronologique, ce qui peut entraîner des erreurs (Cairns 2020).

L'objectif de cette analyse était de produire une tendance de l'abondance relative de l'anguille d'Amérique au fil du temps à l'échelle du Canada, mais en raison de la disponibilité des données, une meilleure représentation des résultats est une tendance à l'échelle du Canada de l'abondance relative de l'anguille d'Amérique en milieux d'eau douce là où des données étaient disponibles. Bien que ce résultat reste utile et constitue la meilleure représentation de la situation de l'anguille d'Amérique au Canada, compte tenu des données disponibles, il y a un certain nombre de mises en garde importantes. Une partie importante de la population peut occuper des milieux marins ou estuariens (Jessop *et al.* 2008) qui n'étaient représentés dans

aucune des séries chronologiques analysées. En outre, il n'y avait qu'un seul ensemble de données disponible pour la zone du nord du golfe, située au Nouveau-Brunswick, au sud du fleuve Saint-Laurent, et il n'y avait aucune représentation de la zone du Labrador. Cela omet une partie importante de l'habitat d'eau douce au Canada (Cairns *et al.* 2014). La tendance temporelle de l'abondance dans les milieux marins, estuariens et d'eau douce au nord du fleuve Saint-Laurent n'est pas connue et doit être étudiée pour connaître pleinement l'anguille d'Amérique au Canada. De même, il n'y avait qu'une seule série chronologique représentant les stades du cycle vital que sont les civelles et les anguilles argentées. Il n'est donc pas possible à l'heure actuelle de décrire l'état de ces stades du cycle vital au Canada. Cette analyse regroupe ces stades avec l'anguille jaune, ce qui peut être problématique.

Étant donné que les engins et les protocoles d'échantillonnage différaient considérablement d'un ensemble de données à l'autre, il n'a pas été possible d'évaluer la densité ou l'abondance totale des anguilles d'Amérique d'une zone à l'autre et à l'intérieur de celles-ci. Les densités possibles peuvent varier d'une zone à l'autre, ce qui aura une incidence sur la contribution relative de chaque zone à l'abondance totale de l'anguille d'Amérique au Canada. Dans les analyses effectuées, les zones ont été traitées de manière égale ou pondérées en fonction de la superficie totale du bassin hydrographique. Cette méthode peut ne pas représenter avec exactitude la répartition historique ou actuelle de l'anguille d'Amérique au Canada. Par exemple, la répartition des leptocéphales dans les zones côtières d'Amérique du Nord peut varier considérablement en fonction des variations du Gulf Stream, ce qui pourrait faire varier le nombre relatif d'anguilles réparties le long du littoral nord-américain (Rypina *et al.* 2016). Les densités propres aux zones, déterminées par des facteurs tels que celui-ci, ne seraient pas représentées efficacement par l'approche de modélisation appliquée dans cette analyse.

Afin de remédier aux limites de cette analyse de la tendance à l'échelle du Canada, il faudrait mettre en place une surveillance normalisée. Des méthodes d'échantillonnage cohérentes ou la possibilité de corriger les différentes méthodes en fonction de la probabilité de détection permettraient de comparer la densité et, éventuellement, l'abondance entre les lieux et entre les zones. Cela permettrait d'obtenir un portrait beaucoup plus clair des changements temporels et ne nécessiterait pas de modèles de normalisation ni de transformations de l'échelle des données. En l'absence d'une surveillance normalisée, une fusion des indices d'abondance mis à l'échelle est la seule approche raisonnable pour produire une telle tendance, mais il subsiste des incertitudes importantes liées à la qualité des données et à une pondération appropriée.

Cette analyse n'a pas abordé la situation ou la trajectoire de l'anguille d'Amérique à l'extérieur du Canada. Le Canada ne représente qu'une partie de l'habitat disponible pour l'anguille d'Amérique (figure 1). En tant que population reproductrice panmictique unique, il est peu probable que la population canadienne soit indépendante des populations d'autres pays. L'élargissement de l'analyse des tendances à l'ensemble de la répartition de l'anguille d'Amérique serait bénéfique, et il existe de nombreuses séries chronologiques indépendantes de la pêche le long de la côte atlantique des États-Unis qui pourraient contribuer à un tel effort (ASMFC 2017). Cependant, l'ajout d'autres ensembles de données ne résoudrait pas les problèmes rencontrés dans la présente analyse.

RÉFÉRENCES

- ASSG 2014. *Anguilla rostrata*. The IUCN Red List of Threatened Species. Version 2022-2.
- ASMFC (Atlantic States Marine Fisheries Commission). 2017. 2017 American Eel Stock Assessment Update. Disponible : <http://asmfc.org/fisheries-science/stock-assessments>

-
- ASMFC (Atlantic States Marine Fisheries Commission). 2023. American Eel benchmark stock assessment and peer review report. Disponible : <http://asmfc.org/fisheries-science/stock-assessments>.
- Bowlby, H.D. 2018. Productivity of riverine habitat may be changing for American Eel. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 73: 1773-1777.
- Bradford, R.G., Cook, A.M., et Smith, S. 2022. Évaluation des pêches de l'anguille d'Amérique et de la civelle dans la région des Maritimes. Secr. can. des avis sci. du MPO, Doc. de rech. 2022/009. v + 80 p.
- Bowlby, H.D. 2018. Productivity of riverine habitats may be changing for American eel. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 75: 1773-1777.
- Cairns, D.K., Chaput, G., Poirier, L.A., Avery, T.S., Castonguay, M., Mathers, A., Casselman, J.M., Bradford, R.G., Pratt, T., Verreault, G., Clarke, K., Veinott, G., and Bernatchez, L. 2014. Recovery Potential Assessment for the American Eel (*Anguilla rostrata*) for eastern Canada: life history, distribution, reported landings, status indicators, and demographic parameters. *DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc.* 2013/134. xiv+157p.
- Cairns, D.K. 2020. Landings, abundance indicators, and biological data for a potential range-wide American eel stock assessment. *Can. Data Rep. Fish. Aquat. Sci.* 1311: v + 180 p.
- Cornic, M., Zhu X., Cairns D.K. 2021. Cadre d'évaluation de l'anguille d'Amérique à l'échelle du stock : examen des tendances et approches en matière d'évaluation. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Doc. de rech. 2021/032. xi + 81 p.
- COSEPAC. 2012. Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur l'anguille d'Amérique (*Anguilla rostrata*) au Canada. Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa. xiii + 127 p. (https://www.registrelep-sararegistry.gc.ca/default_f.cfm).
- MPO. 2014. [Évaluation du potentiel de rétablissement de l'anguille d'Amérique \(*Anguilla rostrata*\) dans l'est du Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2013/078.
- Drouineau, H., Durif, C., Castonguay, M., Mateo, M., Rochard, E., Verreault, G., Yokouchi, K., and Lambert, P. 2018. Freshwater eels: a symbol of the effects of global change. *Fish and Fisheries*. 19: 903-930.
- Greer, P.J. 2003. Distribution, relative abundance, and habitat use of American eel *Anguilla rostrata* in the Virginia portion of the Chesapeake Bay. Page 101-115 in D.A. Dixon, editor. *Biology, management, and protection of catadromous eels*. American Fisheries Society, Symposium 33, Bethesda, MD.
- Haro, A., Richkus, W., Whalen, K., Hoar, A., Dieter Busch, W., Lary, S., Brush, T., and Dixon, D. 2000. Population decline of the American eel: implications for research and management. *Fisheries*. 25: 7-16.
- Hartig, F. 2022. DHARMa: Residual diagnostics for hierarchical (multi-level/mixed) regression models. R package version 0.4.6, <https://CRAN.R-project.org/package=DHARMa>.
- Holmes, E.E, Ward, E.J, Scheuerell, M.D., and Wills, K. 2024a. MARSS: Multivariate Autoregressive State-Space Modeling. R package version 3.11.9.
- Holmes, E.E., Scheuerell, M.D., and Ward, E.J. 2024a. Analysis of multivariate time-series using the MARSS package. Version 3.11.9. NOAA Fisheries, Northwest Fisheries Science Center, 2725 Montlake Blvd E., Seattle, WA 98112, DOI: 10.5281/zenodo.5781847
- ICES. 2022. Joint EIFAAC/ICES/GFCM Working Group on Eels (WGEEL). ICES Scientific Reports. 4:62. 297 pp. <http://doi.org/10.17895/ices.pub.20418840>
-

-
- IUCN 2022. The IUCN Red List of Threatened Species. Version 2022-02.
<https://www.iucnredlist.org>. Téléchargé le 19 juillet 2023.
- Jacoby, D., Casselman, J., DeLucia, M. and Gollock, M. 2017. *Anguilla rostrata*. The IUCN Red List of Threatened Species 2017: e.T191108A121739077.
- Jessop, B.M., Cairns, D.K., Thibault, I., and Tzeng, W.N. 2008. Life history of American eel *Anguilla rostrata*: new insights from otolith microchemistry. *Aquat. Biol.* 1: 205–216. doi:10.3354/ab00018.
- Kahn, D.M. 2019. Trends in abundance and fishing mortality of American eels. *Fisheries*. 44: 129-136.
- Landry-Massicotte, L.J., Dussureault, J., et Gamache, L. 2024. Estimation de l'abondance et caractérisation des anguilles d'Amérique (*Anguilla rostrata*) provenant des transferts dans la pêche commerciale de l'estuaire du Saint-Laurent en 2023. Ministère de l'Environnement, de la Lutte contre les changements climatiques, de la Faune et des Parcs, Direction de la gestion de la faune du Bas-Saint-Laurent. 17 p.
- Rue, H., Martino, S., and Chopin, N. 2009. Approximate Bayesian inference for latent Gaussian models by using integrated nested Laplace approximations. *J. R. Stat. Soc. Ser. B Stat. Methodol.* 71(2): 319–392.
- Rypina, I.I., Pratt, L.J., and Lozier, M.S. 2016. Influence of ocean circulation changes on the inter-annual variability of American eel larval dispersal. *Limnol. Oceanogr.* 61: 1574-1588.
- Simpson, D. Rue, H. Riebler, A. Nartins, T.G., and Sorbye, S.H. 2017. Penalising model component complexity: A principled, practical approach to constructing priors. *Stat. Sci.* 32: 1-28.
- Sorbye, S.H., and Rue, H. 2017. Penalised complexity priors for stationary autoregressive processes. *J. Time Ser. Anal.* 38: 923-935.
- Tomie, J.P.N, Cairns, D.K., Hobbs, R.S., Deshardins, M., Fletcher, G.L., and Courtenay, S.C. 2017. American eel (*Anguilla rostrata*) substrate selection for daytime refuge and winter thermal sanctuary. *Mar. Freshw. Res.* 68: 95-105. doi: 10.1071/MF15102.
- Verreault, G., and P. Dumont. 2003. An estimation of American Eel escapement from the Upper St. Lawrence River and Lake Ontario in 1996 and 1997. Pages 243-251 in D.A. Dixon, editor. *Biology, Management, and Protection of Catadromous Eels*. American Fisheries Society Symposium. 33, Missouri,
- Watanabe S. 2010. Asymptotic equivalence of Bayes cross validation and widely applicable information criterion in singular learning theory. *J. Mach. Learn.* 33: 3571-3594.

ANNEXE 1 – MODÈLES DE NORMALISATION POUR LA ZONE SCOTIA-FUNDY

Tableau A1.1. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé par pêche électrique dans la rivière LaHave dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				CIWA
		SEC	Variance résiduelle	Nombre de zéros	Test KS	
$y_{ist} \sim \text{covariables} + \text{site}_s + \text{affluent}_t$	BNIN	0,999	0,938	0,454	0,052	1 376,5
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BNIN	0,999	0,915	0,475	0,124	1 377,4
$y_{ist} \sim \text{covariables} + \text{site}_s + \text{affluent}_t$	BN	1,000	0,986	0,875	0,028	1 404,1
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BN	0,999	0,980	0,879	0,014	1 405,1
$y_{it} \sim \text{covariables} + \text{affluent}_t$	BNIN	0,925	0,819	0,393	0,222	1 444,2
$y_{it} \sim \text{covariables} + \text{affluent}_t$	BN	0,955	0,881	0,742	0,516	1 450,7
$y_i \sim \text{covariables}$	BN	0,822	0,723	0,459	0,369	1 468,1
$y_i \sim \text{covariables}$	BNIN	0,882	0,795	0,726	0,342	1 468,5
$y_{ist} \sim \text{covariables} + \text{site}_s + \text{affluent}_t$	Tweedie	0,658	0,255	1,000	0,400	1 479,5
$y_{it} \sim \text{covariables} + \text{site}_t$	Tweedie	0,676	0,282	1,000	0,218	1 481,5

Tableau A1.2. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé par pêche électrique dans la rivière Nashwaak dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				CIWA
		SEC	Variance résiduelle	Nombre de zéros	Test KS	
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BNIN	0,976	0,756	0,618	0,356	2 719,0
$y_i \sim \text{covariables}$	BNIN	0,788	0,526	0,714	0,443	2 744,7
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	Tweedie	0,875	0,631	1,000	0,449	2 784,5
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BN	0,994	0,980	1,000	0,083	2 786,3
$y_i \sim \text{covariables}$	BN	0,969	0,944	1,000	0,098	2 790,3
$y_i \sim \text{covariables}$	Tweedie	0,470	0,180	1,000	0,355	2 799,4
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	PIN	0,000	0,000	0,530	0,000	3 893,0
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	Poisson	0,000	0,000	1,000	0,000	4 325,7
$y_i \sim \text{covariables}$	PIN	0,000	0,000	0,546	0,000	4 349,0
$y_i \sim \text{covariables}$	Poisson	0,000	0,000	1,000	0,000	5 293,8

Tableau A1.3. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé par pêche électrique dans la rivière St. Mary's dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				
		SEC	Variance résiduelle	Nombre de zéros	Test KS	CIWA
$y_{ist} \sim \text{covariables} + \text{site}_s + \text{affluent}_t$	BNIN	0,986	0,260	0,158	0,245	2 135,5
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BNIN	0,988	0,270	0,153	0,161	2 135,9
$y_{ist} \sim \text{covariables} + \text{site}_s + \text{affluent}_t$	BN	0,998	0,348	0,635	0,038	2 161,8
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BN	0,999	0,370	0,658	0,023	2 162,6
$y_{it} \sim \text{covariables} + \text{affluent}_t$	BNIN	0,944	0,335	0,182	0,270	2 174,7
$y_{it} \sim \text{covariables} + \text{affluent}_t$	BN	0,980	0,403	0,607	0,058	2 194,1
$y_{ist} \sim \text{covariables} + \text{site}_s + \text{affluent}_t$	Tweedie	0,891	0,015	0,970	0,115	2 224,6
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	Tweedie	0,875	0,026	0,965	0,087	2 224,7
$y_i \sim \text{covariables}$	BNIN	0,686	0,298	0,206	0,290	2 238,5
$y_i \sim \text{covariables}$	BN	0,847	0,348	0,624	0,116	2 250,1

Tableau A1.4. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé à la trappe à civelles dans la rivière East dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				
		SEC	Variance résiduelle	Nombre de zéros	Test KS	CIWA
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BN	1,000	1,000	1,000	0,000	20 989,2
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BNIN	1,000	0,761	0,952	0,000	21 004,7
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m \text{ année}$	BNIN	0,860	0,895	0,583	0,312	21 564,1
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BNIN	0,984	0,822	0,346	0,023	21 618,5
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BNIN	0,924	0,850	0,228	0,106	21 650,6
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BN	0,996	0,906	1,000	0,000	21 692,4
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BN	0,986	0,886	0,998	0,001	21 716,7
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m$	BNIN	0,589	0,916	0,480	0,203	21 786,0
$y_i \sim \text{covariables}$	BNIN	0,486	0,888	0,222	0,171	21 788,9
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m$	BN	0,773	0,918	0,989	0,034	21 831,7

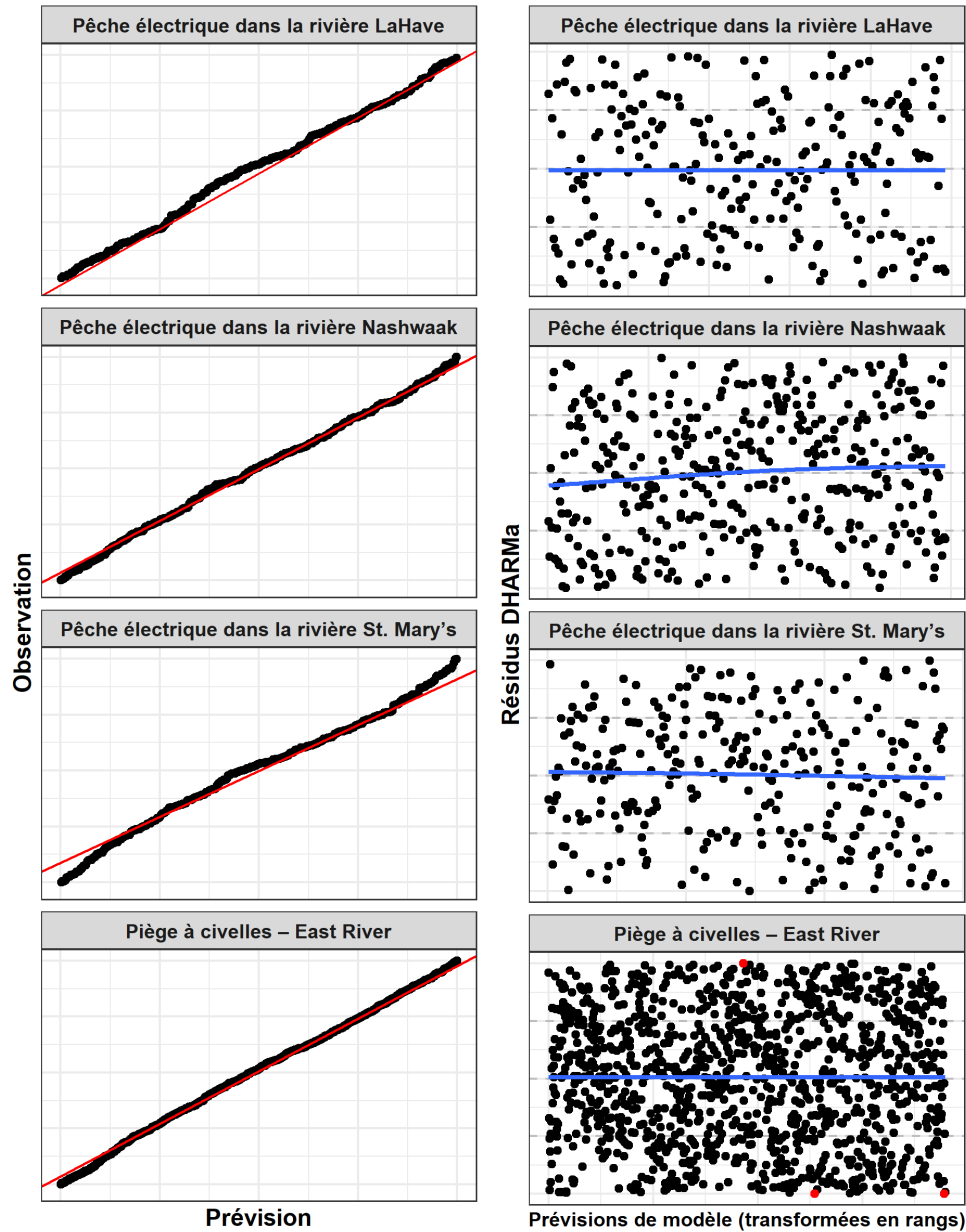


Figure A1.1. Graphiques des résidus DHARMA pour les modèles de normalisation à partir des ensembles de données de la zone Scotia-Fundy. Les graphiques de gauche sont des graphiques de quantile-quantile comparant la distribution des résidus DHARMA à une distribution uniforme; la ligne rouge est une ligne de référence 1:1. Les graphiques de droite représentent les résidus DHARMA par rapport aux prévisions de modèle transformées en rangs; la ligne bleue est une ligne de tendance lissée et les points rouges représentent des valeurs aberrantes potentielles.

ANNEXE 2 – MODÈLES DE NORMALISATION POUR LA ZONE DU SUD DU GOLFE

Tableau A2.1. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé par pêche électrique dans la rivière Miramichi dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				
		SEC	Variance résiduelle	Nomb re de zéros	Test KS	CIWA
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BN	0,998	0,987	0,827	0,057	7 852,1
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BNIN	0,998	0,980	0,820	0,069	7 853,8
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	Tweedie	0,662	0,000	1,000	0,000	7 981,4
$y_i \sim \text{covariables}$	BN	0,657	0,841	0,759	0,025	8 317,4
$y_i \sim \text{covariables}$	BNIN	0,675	0,807	0,754	0,025	8 319,4
$y_i \sim \text{covariables}$	Tweedie	0,000	0,000	1,000	0,000	8 660,7
$y_i \sim \text{covariables}$	PIN	0,000	0,000	0,514	0,000	16 640,7
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	Poisson	0,000	0,000	1,000	0,000	21 033,3
$y_i \sim \text{covariables}$	Poisson	0,000	0,000	1,000	0,000	35 231,8

Tableau A2.2. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé par pêche électrique dans la rivière Restigouche dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				
		SEC	Variance résiduelle	Nomb re de zéros	Test KS	CIWA
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BN	0,998	1,000	0,927	0,116	2 742,7
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BNIN	0,999	0,984	0,700	0,059	2 750,1
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	Tweedie	0,846	0,395	1,000	0,329	2 839,6
$y_i \sim \text{covariables}$	BNIN	0,790	0,392	0,515	0,586	3 200,0
$y_i \sim \text{covariables}$	BN	0,784	0,472	0,858	0,747	3 239,9
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	PIN	0,994	0,004	0,799	0,426	3 711,1
$y_i \sim \text{covariables}$	Tweedie	0,000	0,000	1,000	0,000	3 761,1
$y_i \sim \text{covariables}$	PIN	0,001	0,001	0,473	0,084	6 076,4
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	Poisson	0,050	0,002	1,000	0,000	9 000,1
$y_i \sim \text{covariables}$	Poisson	0,000	0,000	1,000	0,000	32 175,6

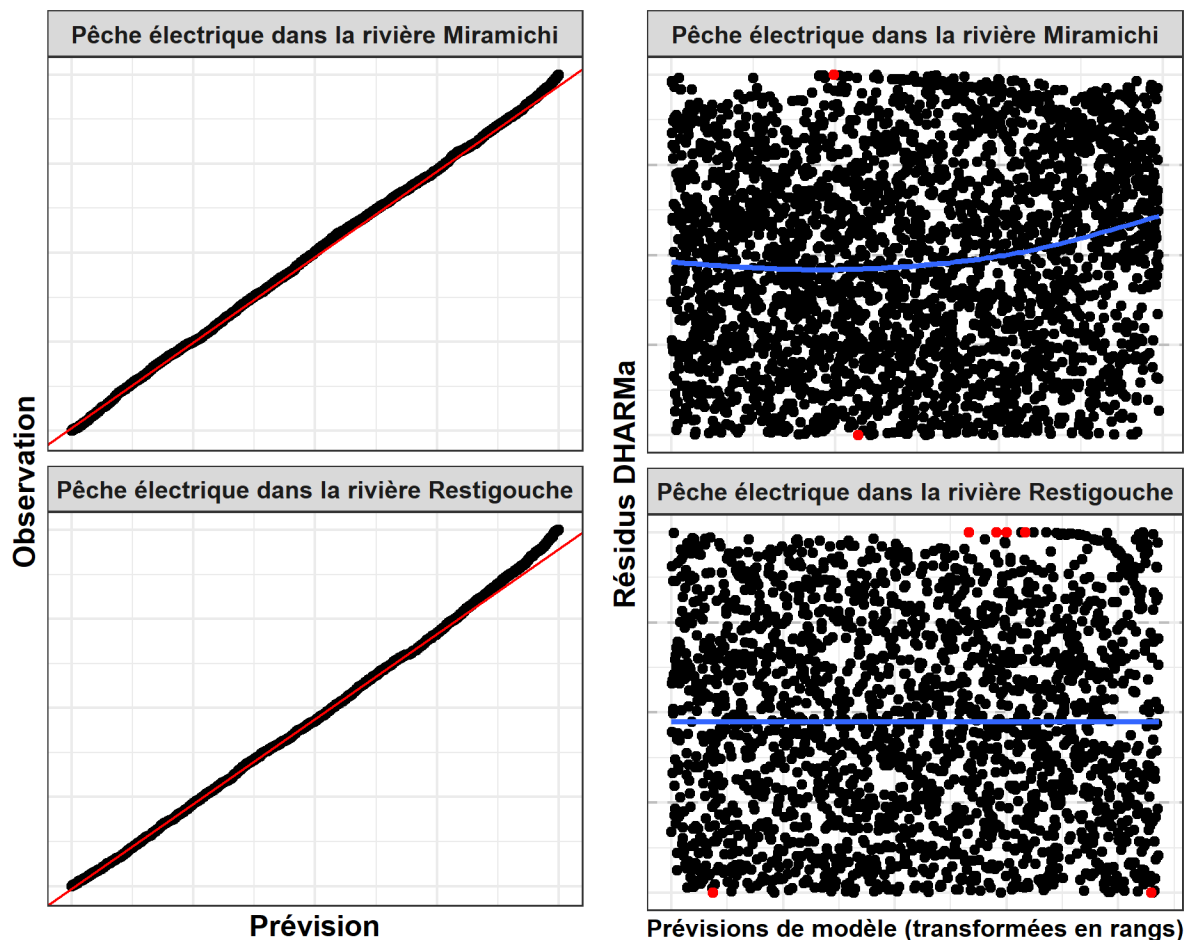


Figure A2.1. Graphiques des résidus DHARMa pour les modèles de normalisation à partir des ensembles de données de la zone du sud du golfe. Les graphiques de gauche sont des graphiques de quantile-quantile comparant la distribution des résidus DHARMa à une distribution uniforme; la ligne rouge est une ligne de référence 1:1. Les graphiques de droite représentent les résidus DHARMa par rapport aux prévisions de modèle transformées en rangs; la ligne bleue est une ligne de tendance lissée et les points rouges représentent des valeurs aberrantes potentielles.

ANNEXE 3 – MODÈLES DE NORMALISATION POUR LA ZONE DU NORD DU GOLFE

Tableau A3.1. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé par pêche électrique dans la rivière Restigouche dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				
		SEC	Variance résiduelle	Nomb re de zéros	Test KS	CIWA
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_{w \text{ year}}$	BNIN	0,999	0,984	0,657	0,100	5 895,2
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_{w \text{ year}}$	BN	1,000	0,982	0,750	0,148	5 895,3
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_{m \text{ year}}$	BN	0,654	0,800	0,686	0,515	6 122,5
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_{m \text{ année}}$	BNIN	0,661	0,776	0,657	0,440	6 124,1
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BN	0,470	0,894	0,778	0,069	6 128,4
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BNIN	0,466	0,881	0,724	0,069	6 129,0
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BN	0,376	0,886	0,770	0,135	6 135,6
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BNIN	0,324	0,869	0,750	0,130	6 137,3
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m$	BN	0,184	0,791	0,731	0,068	6 190,0
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m$	BNIN	0,172	0,772	0,702	0,012	6 192,0

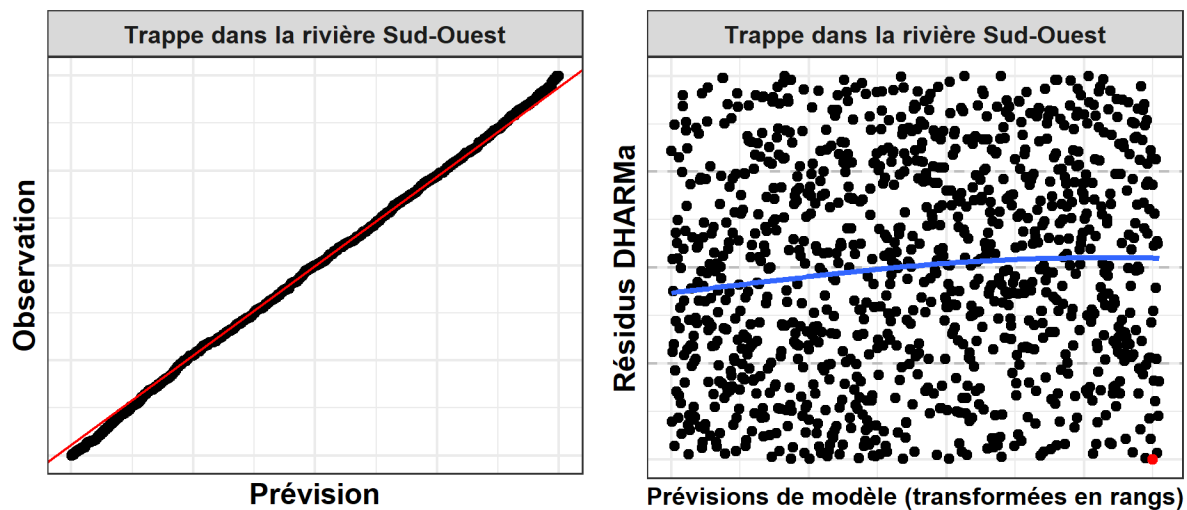


Figure A3.1. Graphiques des résidus DHARMA pour les modèles de normalisation à partir de l'ensemble de données de la zone du nord du golfe. Les graphiques de gauche sont des graphiques de quantile-quantile comparant la distribution des résidus DHARMA à une distribution uniforme; la ligne rouge est une ligne de référence 1:1. Les graphiques de droite représentent les résidus DHARMA par rapport aux prévisions de modèle transformées en rangs; la ligne bleue est une ligne de tendance lissée et les points rouges représentent des valeurs aberrantes potentielles.

ANNEXE 4 – MODÈLES DE NORMALISATION POUR LA ZONE DU BASSIN DU SAINT-LAURENT

Tableau A4.1. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé au chalut dans la baie de Quinte dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				CIWA
		SEC	Variance résiduelle	Nombre de zéros	Test KS	
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BN	0,897	0,875	0,602	0,804	2 439,6
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	BNIN	0,899	0,846	0,547	0,407	2 440,1
$y_i \sim \text{covariables}$	BN	0,894	0,868	0,627	0,486	2 441,0
$y_i \sim \text{covariables}$	BNIN	0,884	0,833	0,549	0,448	2 441,9
$y_i \sim \text{covariables}$	Tweedie	0,618	0,028	0,958	0,758	2 563,2
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	Tweedie	0,635	0,035	0,947	0,540	2 563,5
$y_i \sim \text{covariables}$	PIN	0,362	0,000	0,750	0,121	2 835,8
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	PIN	0,360	0,000	0,738	0,004	2 840,0
$y_i \sim \text{covariables}$	Poisson	0,009	0,000	1,000	0,000	3 146,0
$y_{is} \sim \text{covariables} + \text{site}_s$	Poisson	0,010	0,000	1,000	0,000	3 185,7

Tableau A4.2. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé dans l'échelle à anguilles du barrage Moses-Saunders (de 1979 à 1995) dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				CIWA
		SEC	Variance résiduelle	Nombre de zéros	Test KS	
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BNIN	1,000	1,000	0,556	0,000	22 058,1
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m \text{ année}$	BNIN	1,000	1,000	0,548	0,000	22 925,8
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BNIN	0,713	1,000	0,649	0,001	22 927,2
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BNIN	0,697	1,000	0,574	0,007	22 952,3
$y_i \sim \text{covariables}$	BNIN	0,830	1,000	0,562	0,014	23 245,2
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m$	BNIN	0,820	1,000	0,561	0,005	23 245,3
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BN	1,000	1,000	1,000	0,000	23 876,5
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BN	0,999	1,000	1,000	0,000	24 065,7
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BN	0,999	1,000	1,000	0,000	24 072,0
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m \text{ année}$	BN	1,000	1,000	1,000	0,000	24 117,6

Tableau A4.3. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé dans l'échelle à anguilles du barrage Moses-Saunders (de 2006 à 2018) dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				CIWA
		SEC	Variance résiduelle	Nomb re de zéros	Test KS	
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BN	1,000	1,000	0,998	0,000	15 019,1
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m \text{ année}$	BNIN	1,000	1,000	0,940	0,005	16 052,8
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m \text{ année}$	BN	1,000	1,000	0,990	0,006	16 056,2
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	Tweedie	0,000	0,998	1,000	0,000	16 694,1
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	Tweedie	0,000	0,999	1,000	0,000	16 730,5
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BNIN	0,551	1,000	1,000	0,001	16 775,9
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BN	0,552	1,000	1,000	0,001	16 776,5
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BNIN	0,550	1,000	0,999	0,001	16 809,8
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BN	0,583	1,000	1,000	0,000	16 811,8
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m$	Tweedie	0,000	0,999	1,000	0,000	16 933,5

Tableau A4.4. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé dans l'échelle à anguilles du barrage de Beauharnois dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				CIWA
		SEC	Variance résiduelle	Nomb re de zéros	Test KS	
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	Tweedie	1,000	1,000	1,000	0,000	21 105,5
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BNIN	1,000	1,000	0,483	0,000	21 158,4
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BN	1,000	1,000	1,000	0,000	21 521,1
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m \text{ année}$	BNIN	1,000	1,000	0,580	0,000	22 133,2
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m \text{ année}$	Tweedie	1,000	0,198	1,000	0,006	22 184,1
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	Tweedie	0,322	0,641	1,000	0,255	22 288,9
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m \text{ année}$	BN	1,000	1,000	1,000	0,000	22 304,2
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	Tweedie	0,300	0,604	1,000	0,382	22 335,6
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BNIN	0,967	1,000	0,783	0,000	22 340,3
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BNIN	0,983	1,000	0,831	0,000	22 373,7

Tableau A4.5. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé dans l'échelle à anguilles du barrage de Chambly dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				
		SEC	Variance résiduelle	Nomb re de zéros	Test KS	CIWA
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BNIN	1,000	0,416	0,003	0,003	8 296,5
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BN	1,000	0,509	0,018	0,000	8 359,4
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m \text{ année}$	BNIN	0,272	0,472	0,024	0,047	8 829,5
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m \text{ année}$	BN	0,404	0,476	0,028	0,072	8 834,5
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BN	0,022	0,714	0,042	0,076	8 976,8
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BNIN	0,010	0,698	0,028	0,029	8 977,3
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BNIN	0,010	0,712	0,040	0,117	8 992,1
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BN	0,028	0,736	0,038	0,057	8 992,6
$y_i \sim \text{covariables}$	BN	0,000	0,752	0,056	0,018	9 155,0
$y_{im} \sim \text{covariables} + \text{mois}_m$	BN	0,000	0,774	0,060	0,009	9 158,1

Tableau A4.6. Comparaison des statistiques d'ajustement du modèle de normalisation pour le relevé à la trappe de Saint-Nicolas dans diverses structures d'effets aléatoires et distributions de probabilité. Les ajustements incluent les ensembles complets de covariables potentielles à effets fixes. Le modèle sélectionné est indiqué en gras. BN est une distribution binomiale négative, PIN est une distribution de Poisson à inflation nulle et BNIN est distribution une binomiale négative à inflation nulle. SEC est la somme des estimations au carré, KS est Kolmogorov-Smirnov, et CIWA est le critère d'information Watanabe-Akaike.

Formule	Distribution	Valeurs p bayésiennes				
		SEC	Variance résiduelle	Nomb re de zéros	Test KS	CIWA
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BN	1,000	0,080	0,299	0,071	14 509,0
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w \text{ année}$	BNIN	1,000	0,082	0,323	0,100	14 510,7
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BN	0,132	0,000	0,310	0,654	14 798,0
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	BNIN	0,155	0,001	0,371	0,546	14 799,9
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BN	0,137	0,000	0,301	0,350	14 828,8
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	BNIN	0,153	0,002	0,295	0,547	14 831,0
$y_{id} \sim \text{covariables} + \text{jour}_d$	Tweedie	0,000	0,000	0,280	0,108	15 343,5
$y_{iw} \sim \text{covariables} + \text{semaine}_w$	Tweedie	0,000	0,000	0,319	0,034	15 382,2
$y_i \sim \text{covariables}$	BN	0,013	0,002	0,212	0,013	15 826,6
$y_{iw} \sim \text{covariables}$	BNIN	0,010	0,000	0,202	0,034	15 828,9

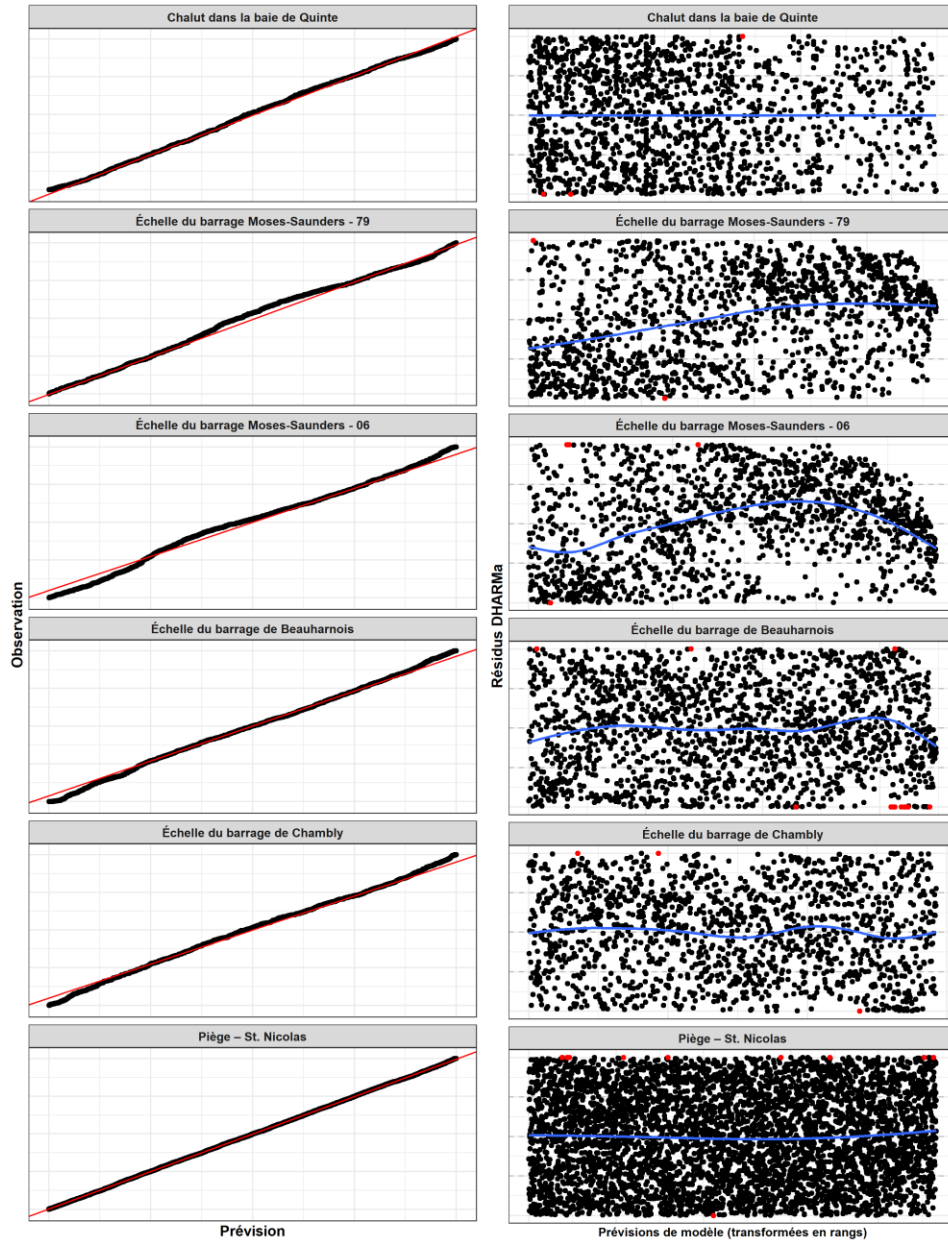


Figure A4.1. Graphiques des résidus DHARMA pour les modèles de normalisation à partir des ensembles de données de la zone du bassin du Saint-Laurent. Les graphiques de gauche sont des graphiques de quantile-quantile comparant la distribution des résidus DHARMA à une distribution uniforme; la ligne rouge est une ligne de référence 1:1. Les graphiques de droite représentent les résidus DHARMA par rapport aux prévisions de modèle transformées en rangs; la ligne bleue est une ligne de tendance lissée et les points rouges représentent des valeurs aberrantes potentielles.

ANNEXE 5 – TENDANCE À L'ÉCHELLE DU CANADA

Tableau A5.1. Estimations des paramètres du modèle de tendance à l'échelle du Canada ajustées aux indices d'abondance normalisés pour toutes les années de données. σ_y est l'écart-type des observations gaussiennes, κ est le paramètre de forme des observations gamma, σ_{endroit} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de l'ensemble de données, $\sigma_{\text{endroit année}}$ est l'écart-type de la pente de l'année aléatoire par ensemble de données, et σ_{zone} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de la zone.

	Tous les ensembles de données				Ensembles de données sur l'anguille jaune			
Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Transformés en logarithme ($\log_e$)								
Effets fixes								
Intersection	1,835	1,162	-0,531	4,095	1,241	1,237	-1,278	3,663
Année	-0,034	0,006	-0,045	-0,023	-0,046	0,007	-0,059	-0,033
Hyperparamètres								
σ_y	0,625	0,024	0,581	0,674	0,657	0,027	0,606	0,713
σ_{endroit}	3,266	0,61	2,259	4,646	2,635	0,641	1,646	4,148
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,065	0,015	0,04	0,1	0,063	0,017	0,037	0,104
σ_{zone}	0,747	0,803	0,035	2,929	1,164	0,672	0,228	2,741
Mises à l'échelle								
Effets fixes								
Intersection	0,482	0,401	-0,368	1,257	0,44	0,475	-0,594	1,364
Année	-0,035	0,005	-0,044	-0,025	-0,042	0,005	-0,052	-0,032
Hyperparamètres								
κ	0,588	0,021	0,547	0,631	0,615	0,024	0,57	0,664
σ_{endroit}	0,884	0,234	0,514	1,427	0,289	0,202	0,064	0,824
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,058	0,014	0,036	0,089	0,06	0,016	0,036	0,097
σ_{zone}	0,363	0,352	0,033	1,317	0,814	0,407	0,291	1,853
Normalisées								
Effets fixes								
Intersection	-1,072	0,372	-1,882	-0,358	-1,067	0,452	-2,068	-0,194
Année	-0,036	0,005	-0,046	-0,026	-0,042	0,006	-0,053	-0,032
Hyperparamètres								
κ	0,663	0,024	0,617	0,711	0,665	0,026	0,616	0,717
σ_{endroit}	0,729	0,239	0,367	1,295	0,402	0,275	0,096	1,131
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,046	0,012	0,027	0,074	0,047	0,013	0,027	0,078
σ_{zone}	0,373	0,405	0,029	1,476	0,734	0,419	0,225	1,825

Tableau A5.2. Estimations des paramètres du modèle de tendance à l'échelle du Canada ajustées aux indices d'abondance normalisés pour les années de données 1980 à 2018. σ_y est l'écart-type des observations gaussiennes, κ est le paramètre de forme des observations gamma, σ_{endroit} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de l'ensemble de données, $\sigma_{\text{endroit année}}$ est l'écart-type de la pente de l'année aléatoire par ensemble de données, et σ_{zone} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de la zone.

	Tous les ensembles de données				Ensembles de données sur l'anguille jaune			
Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Transformés en logarithme ($\log_e$)								
Effets fixes								
Intersection	1,424	1,151	-0,897	3,681	0,708	1,162	-1,65	2,994
Année	-0,034	0,006	-0,046	-0,022	-0,046	0,007	-0,06	-0,032
Hyperparamètres								
σ_y	0,658	0,027	0,608	0,715	0,694	0,031	0,635	0,758
σ_{endroit}	3,423	0,6	2,428	4,775	2,808	0,646	1,806	4,327
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,067	0,016	0,041	0,103	0,066	0,018	0,039	0,109
σ_{zone}	0,708	0,879	0,027	3,105	0,883	0,704	0,081	2,676
Mises à l'échelle								
Effets fixes								
Intersection	0,207	0,402	-0,606	1,021	0,164	0,461	-0,771	1,103
Année	-0,032	0,006	-0,043	-0,021	-0,042	0,007	-0,055	-0,028
Hyperparamètres								
κ	0,612	0,024	0,567	0,66	0,642	0,027	0,591	0,697
σ_{endroit}	0,954	0,213	0,621	1,454	0,798	0,24	0,436	1,371
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,066	0,016	0,042	0,103	0,067	0,018	0,039	0,109
σ_{zone}	0,37	0,315	0,041	1,209	0,554	0,34	0,126	1,416
Normalisées								
Effets fixes								
Intersection	-1,347	0,323	-2,013	-0,696	-1,326	0,374	-2,094	-0,574
Année	-0,034	0,006	-0,046	-0,022	-0,044	0,008	-0,059	-0,029
Hyperparamètres								
κ	0,71	0,027	0,659	0,765	0,718	0,03	0,662	0,779
σ_{endroit}	0,675	0,169	0,405	1,065	0,674	0,206	0,358	1,162
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,059	0,015	0,035	0,092	0,057	0,017	0,032	0,097
σ_{zone}	0,321	0,285	0,035	1,084	0,391	0,305	0,056	1,196

Tableau A5.3. Estimations des paramètres du modèle de tendance à l'échelle du Canada ajustées aux indices d'abondance normalisés pour les années de données 2000 à 2018. σ_y est l'écart-type des observations gaussiennes, κ est le paramètre de forme des observations gamma, σ_{endroit} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de l'ensemble de données, $\sigma_{\text{endroit année}}$ est l'écart-type de la pente de l'année aléatoire par ensemble de données, et σ_{zone} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de la zone.

	Tous les ensembles de données				Ensembles de données sur l'anguille jaune			
Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Transformés en logarithme ($\log_e$)								
Effets fixes								
Intersection	1,085	1,187	-1,29	3,42	0,279	1,103	-1,945	2,454
Année	-0,014	0,008	-0,03	0,003	-0,017	0,009	-0,035	0,002
Hyperparamètres								
σ_y	0,584	0,03	0,527	0,647	0,601	0,034	0,538	0,672
σ_{endroit}	3,606	0,617	2,571	4,987	3,004	0,593	2,058	4,375
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,034	0,012	0,016	0,063	0,028	0,014	0,009	0,062
σ_{zone}	0,661	0,683	0,039	2,512	0,764	1,221	0,014	3,994
Mises à l'échelle								
Effets fixes								
Intersection	0,55	0,25	0,022	1,047	0,547	0,303	-0,093	1,161
Année	-0,013	0,008	-0,029	0,003	-0,017	0,009	-0,035	0
Hyperparamètres								
κ	0,563	0,028	0,511	0,621	0,58	0,031	0,522	0,644
σ_{endroit}	0,486	0,123	0,293	0,772	0,3	0,112	0,139	0,573
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,038	0,013	0,018	0,068	0,028	0,014	0,009	0,064
σ_{zone}	0,271	0,226	0,034	0,872	0,479	0,249	0,155	1,113
Normalisées								
Effets fixes								
Intersection	-1,114	0,203	-1,552	-0,708	-1,075	0,224	-1,556	-0,629
Année	-0,027	0,011	-0,048	-0,005	-0,027	0,012	-0,051	-0,003
Hyperparamètres								
κ	0,775	0,037	0,705	0,851	0,797	0,041	0,72	0,88
σ_{endroit}	0,278	0,102	0,126	0,521	0,259	0,114	0,098	0,538
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,053	0,018	0,026	0,096	0,028	0,016	0,007	0,069
σ_{zone}	0,242	0,202	0,031	0,779	0,286	0,212	0,047	0,841

Tableau A5.4. Estimations des paramètres du modèle de tendance à l'échelle du Canada ajustées aux indices d'abondance bruts pour toutes les années de données. σ_y est l'écart-type des observations gaussiennes, κ est le paramètre de forme des observations gamma, σ_{endroit} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de l'ensemble de données, $\sigma_{\text{endroit année}}$ est l'écart-type de la pente de l'année aléatoire par ensemble de données, et σ_{zone} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de la zone.

	Tous les ensembles de données				Ensembles de données sur l'anguille jaune			
Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Transformés en logarithme ($\log_e$)								
Effets fixes								
Intersection	2,311	1,078	0,143	4,432	1,819	1,155	-0,518	4,098
Année	-0,029	0,007	-0,042	-0,015	-0,039	0,008	-0,055	-0,023
Hyperparamètres								
σ_y	0,819	0,031	0,76	0,882	0,868	0,036	0,8	0,941
σ_{endroit}	3,123	0,568	2,172	4,398	2,578	0,644	1,59	4,102
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,064	0,015	0,04	0,1	0,063	0,017	0,037	0,102
σ_{zone}	0,654	0,655	0,043	2,424	1,042	0,712	0,159	2,823
Mises à l'échelle								
Effets fixes								
Intersection	0,413	0,303	-0,207	1,03	0,379	0,347	-0,32	1,124
Année	-0,028	0,005	-0,039	-0,018	-0,032	0,006	-0,045	-0,021
Hyperparamètres								
κ	0,779	0,027	0,728	0,834	0,821	0,031	0,763	0,883
σ_{endroit}	0,575	0,192	0,29	1,037	0,385	0,253	0,097	1,053
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,054	0,013	0,034	0,084	0,059	0,015	0,036	0,094
σ_{zone}	0,291	0,287	0,028	1,069	0,488	0,32	0,12	1,332
Normalisées								
Effets fixes								
Intersection	-1,05	0,293	-1,647	-0,44	-1	0,355	-1,706	-0,248
Année	-0,024	0,005	-0,034	-0,014	-0,03	0,006	-0,042	-0,018
Hyperparamètres								
κ	0,754	0,026	0,704	0,808	0,771	0,029	0,716	0,831
σ_{endroit}	0,457	0,206	0,168	0,964	0,423	0,254	0,122	1,088
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,046	0,011	0,029	0,071	0,049	0,013	0,029	0,08
σ_{zone}	0,311	0,31	0,032	1,154	0,424	0,265	0,096	1,102

Tableau A5.5. Estimations des paramètres du modèle de tendance à l'échelle du Canada ajustées aux indices d'abondance bruts pour les années de données de 1980 à 2018. σ_y est l'écart-type des observations gaussiennes, κ est le paramètre de forme des observations gamma, σ_{endroit} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de l'ensemble de données, $\sigma_{\text{endroit année}}$ est l'écart-type de la pente de l'année aléatoire par ensemble de données, et σ_{zone} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de la zone.

	Tous les ensembles de données				Ensembles de données sur l'anguille jaune			
Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Transformés en logarithme ($\log_e$)								
Effets fixes								
Intersection	1,948	1,056	-0,165	4,032	1,354	1,05	-0,762	3,431
Année	-0,027	0,007	-0,041	-0,012	-0,037	0,009	-0,054	-0,019
Hyperparamètres								
σ_y	0,832	0,034	0,767	0,901	0,885	0,04	0,81	0,966
σ_{endroit}	3,209	0,561	2,255	4,453	2,637	0,584	1,715	3,998
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,068	0,016	0,042	0,105	0,069	0,018	0,041	0,113
σ_{zone}	0,658	0,948	0,025	3,19	0,763	0,705	0,055	2,639
Mises à l'échelle								
Effets fixes								
Intersection	0,103	0,361	-0,615	0,843	0,053	0,424	-0,788	0,928
Année	-0,025	0,007	-0,039	-0,011	-0,033	0,009	-0,049	-0,015
Hyperparamètres								
κ	0,808	0,03	0,751	0,868	0,857	0,035	0,791	0,927
σ_{endroit}	0,86	0,196	0,545	1,31	0,818	0,235	0,453	1,371
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,064	0,015	0,04	0,1	0,068	0,018	0,04	0,11
σ_{zone}	0,334	0,327	0,033	1,22	0,428	0,314	0,067	1,244
Normalisées								
Effets fixes								
Intersection	-1,3	0,306	-1,91	-0,666	-1,295	0,359	-2,008	-0,552
Année	-0,021	0,007	-0,034	-0,009	-0,03	0,008	-0,045	-0,014
Hyperparamètres								
κ	0,754	0,028	0,7	0,812	0,772	0,032	0,712	0,837
σ_{endroit}	0,682	0,168	0,413	1,07	0,732	0,208	0,413	1,223
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,057	0,014	0,035	0,089	0,059	0,016	0,034	0,096
σ_{zone}	0,286	0,252	0,032	0,962	0,339	0,29	0,041	1,113

Tableau A5.6. Estimations des paramètres du modèle de tendance à l'échelle du Canada ajustées aux indices d'abondance bruts pour les années de données de 2000 à 2018. σ_y est l'écart-type des observations gaussiennes, κ est le paramètre de forme des observations gamma, σ_{endroit} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de l'ensemble de données, $\sigma_{\text{endroit année}}$ est l'écart-type de la pente de l'année aléatoire par ensemble de données, et σ_{zone} est l'écart-type du point d'interception aléatoire de la zone.

	Tous les ensembles de données				Ensembles de données sur l'anguille jaune			
Paramètres	Moyenne	E-T	ICI	ICS	Moyenne	E-T	ICI	ICS
Transformés en logarithme ($\log_e$)								
Effets fixes								
Intersection	1,835	1,162	-0,531	4,095	1,009	1,006	-1,001	3,005
Année	-0,034	0,006	-0,045	-0,023	-0,01	0,012	-0,033	0,014
Hyperparamètres								
σ_y	0,625	0,024	0,581	0,674	0,766	0,043	0,685	0,855
σ_{endroit}	3,266	0,61	2,259	4,646	2,686	0,536	1,803	3,902
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,065	0,015	0,04	0,1	0,035	0,016	0,012	0,073
σ_{zone}	0,747	0,803	0,035	2,929	0,631	0,588	0,046	2,199
Mises à l'échelle								
Effets fixes								
Intersection	1,687	1,078	-0,459	3,82	0,469	0,235	-0,023	0,947
Année	-0,01	0,01	-0,03	0,011	-0,009	0,015	-0,038	0,02
Hyperparamètres								
κ	0,736	0,038	0,665	0,815	1,004	0,049	0,912	1,104
σ_{endroit}	0,353	0,116	0,173	0,625	0,348	0,136	0,146	0,673
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,021	0,015	0,003	0,06	0,025	0,02	0,004	0,078
σ_{zone}	0,212	0,183	0,026	0,702	0,295	0,238	0,05	0,933
Normalisées								
Effets fixes								
Intersection	-0,977	0,13	-1,247	-0,711	-0,959	0,149	-1,268	-0,655
Année	-0,014	0,011	-0,035	0,008	-0,012	0,012	-0,036	0,013
Hyperparamètres								
κ	0,796	0,038	0,725	0,872	0,817	0,041	0,739	0,901
σ_{endroit}	0,193	0,087	0,071	0,406	0,212	0,097	0,073	0,445
$\sigma_{\text{endroit année}}$	0,039	0,017	0,015	0,081	0,025	0,016	0,005	0,064
σ_{zone}	0,143	0,128	0,018	0,488	0,162	0,149	0,018	0,566

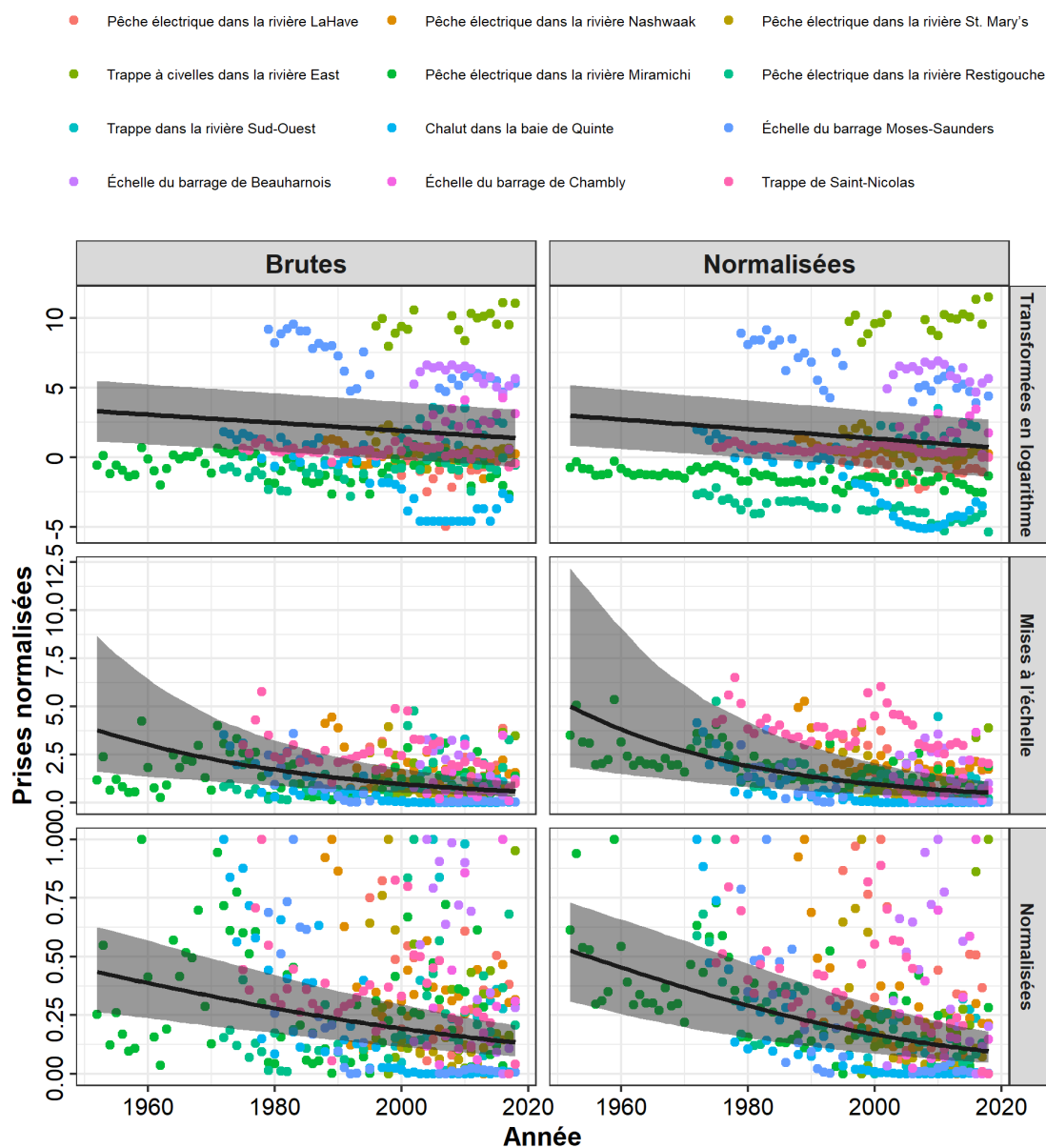


Figure A5.1. Résultats de l'analyse de la tendance à l'échelle du Canada pour les modèles ajustés aux indices d'abondance relative bruts et normalisés pour toutes les années de données. Trois méthodes de transformation ont été utilisées pour mettre à l'échelle les ensembles de données. La ligne noire indique la tendance moyenne, et la zone grise indique les intervalles de crédibilité à 95 %.

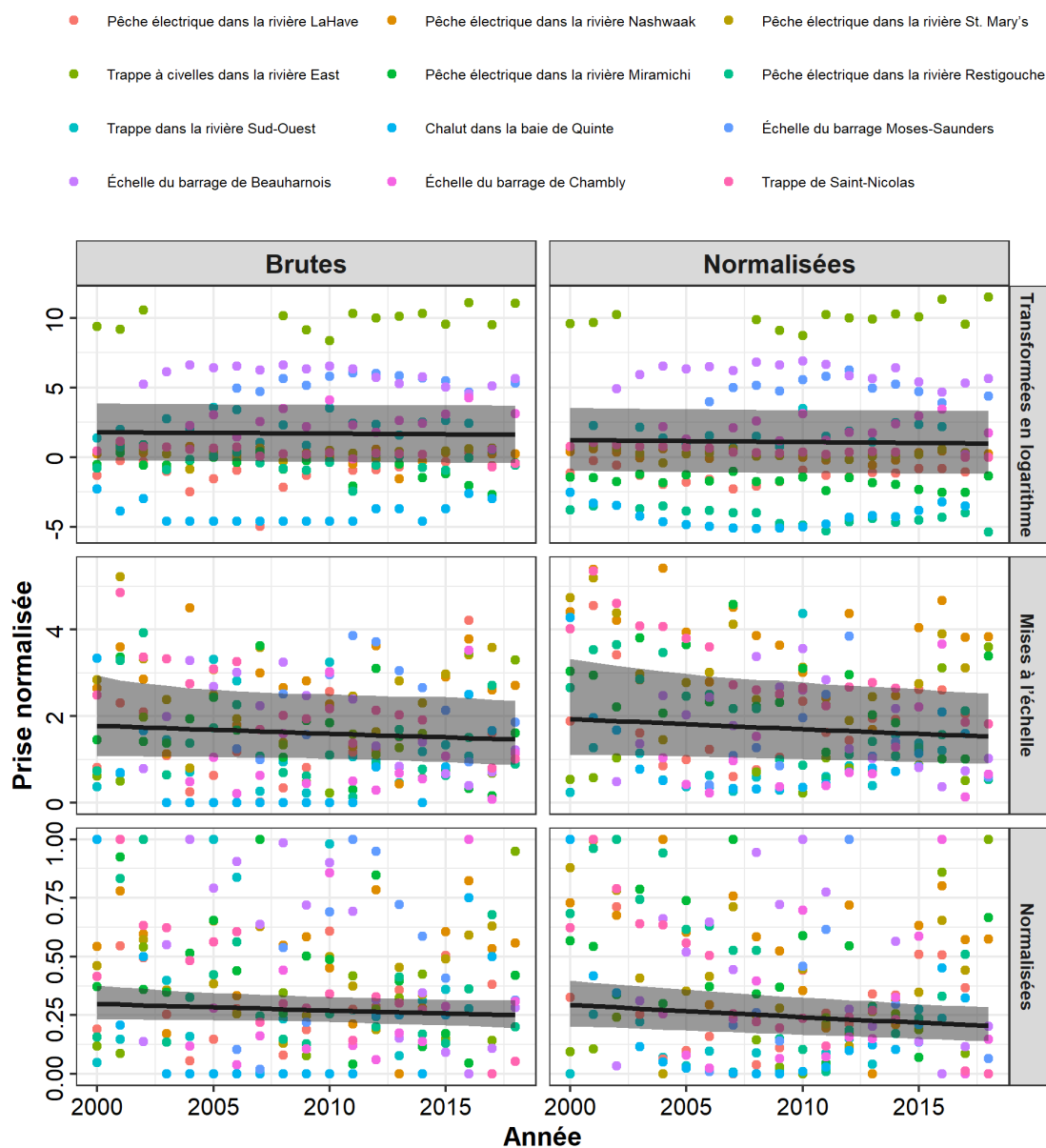


Figure A5.2. Résultats de l'analyse de la tendance à l'échelle du Canada pour les modèles ajustés aux indices d'abondance relative bruts et normalisés pour les années de 2000 à 2018. Trois méthodes de transformation ont été utilisées pour mettre à l'échelle les ensembles de données. La ligne noire indique la tendance moyenne, et la zone grise indique les intervalles de crédibilité à 95 %.

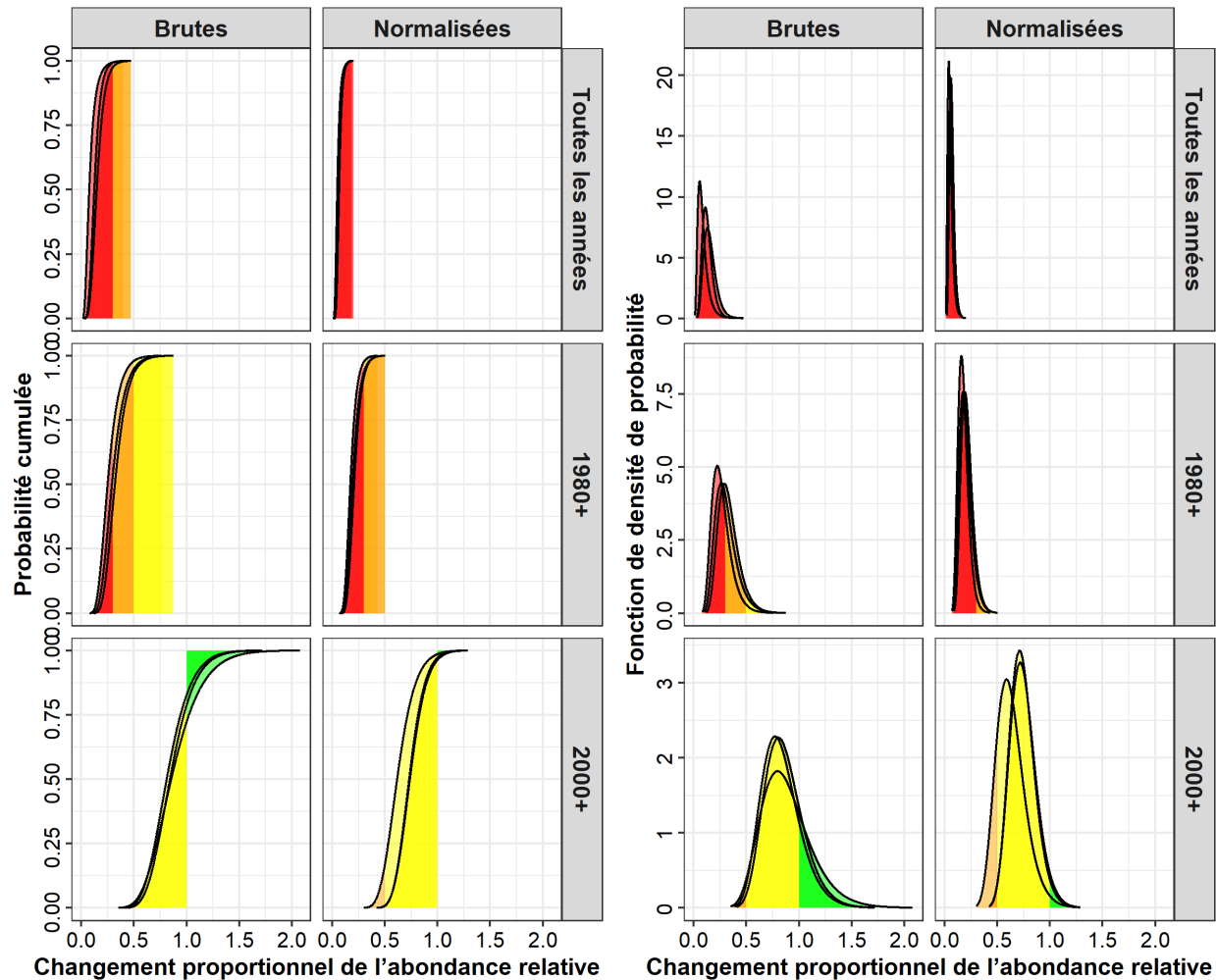


Figure A5.3. Probabilité cumulée (gauche) et fonction de densité de probabilité (droite) des niveaux de changement proportionnel dans la population d'anguilles d'Amérique au Canada estimés pour trois périodes temporelles (toutes les années : de 1952 à 2018; à compter de 1980 : de 1980 à 2018; et à compter de 2000 : de 2000 à 2018) pour les données normalisées et brutes en utilisant dix séries chronologiques de données sur l'anguille d'Amérique au stade d'anguille jaune. Les lignes représentent les résultats pour les trois méthodes de transformation des données. Les couleurs représentent les différents niveaux de changement dans la population : rouge - déclin supérieur à 70 %, orange - déclin de 50 à 70 %, jaune - déclin de moins de 50 %, vert - augmentation de la population.

ANNEXE 6 – ANALYSE DES FACTEURS DYNAMIQUES – DONNÉES BRUTES

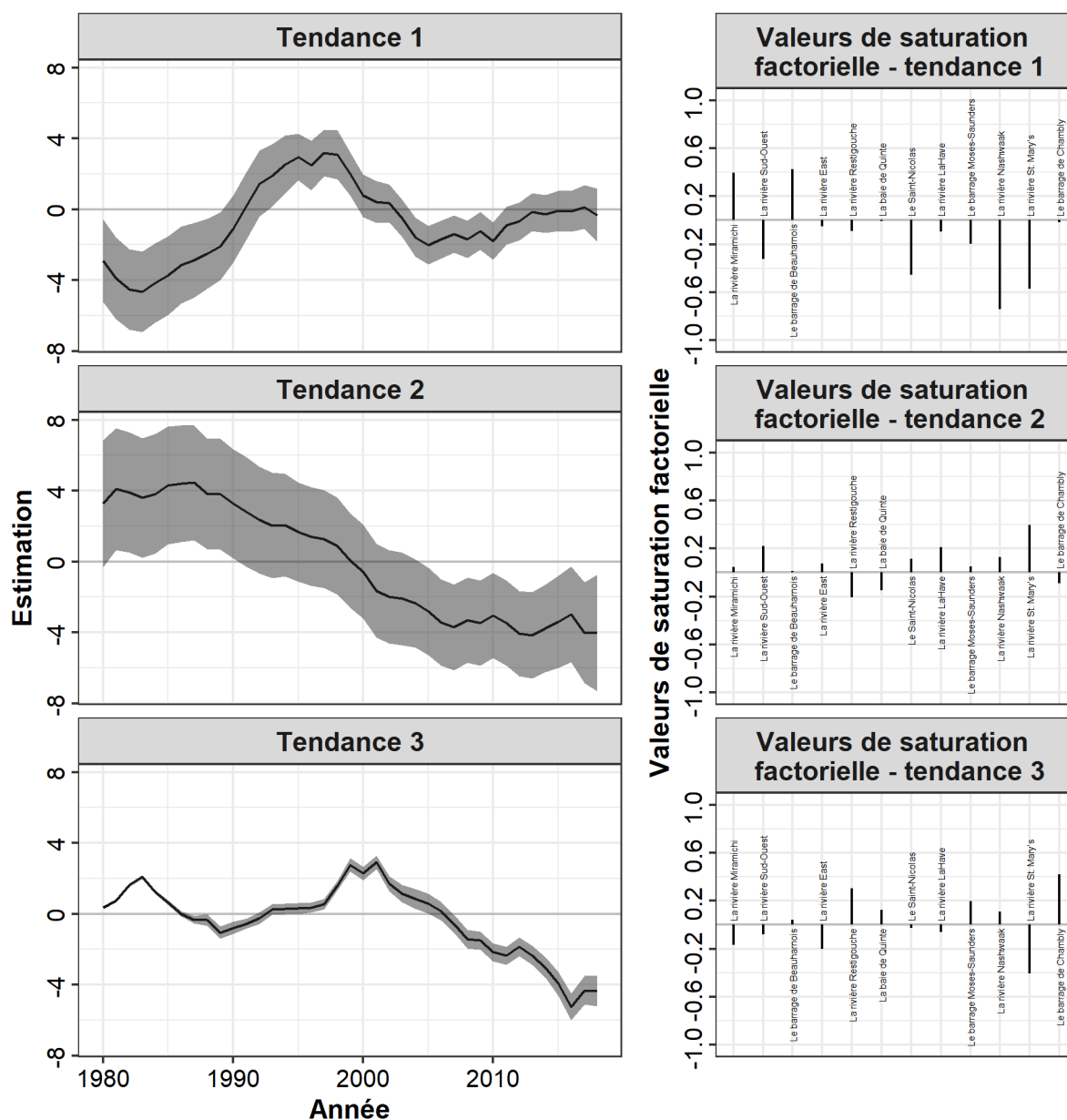


Figure A6.1. Résultats de l'analyse des facteurs dynamiques ajustés aux données brutes (non normalisées) pour les années de 1980 à 2018. La colonne de gauche représente les lignes de tendance estimées et la colonne de droite, les valeurs de saturation factorielle associées à la ligne de tendance pour chaque série chronologique.

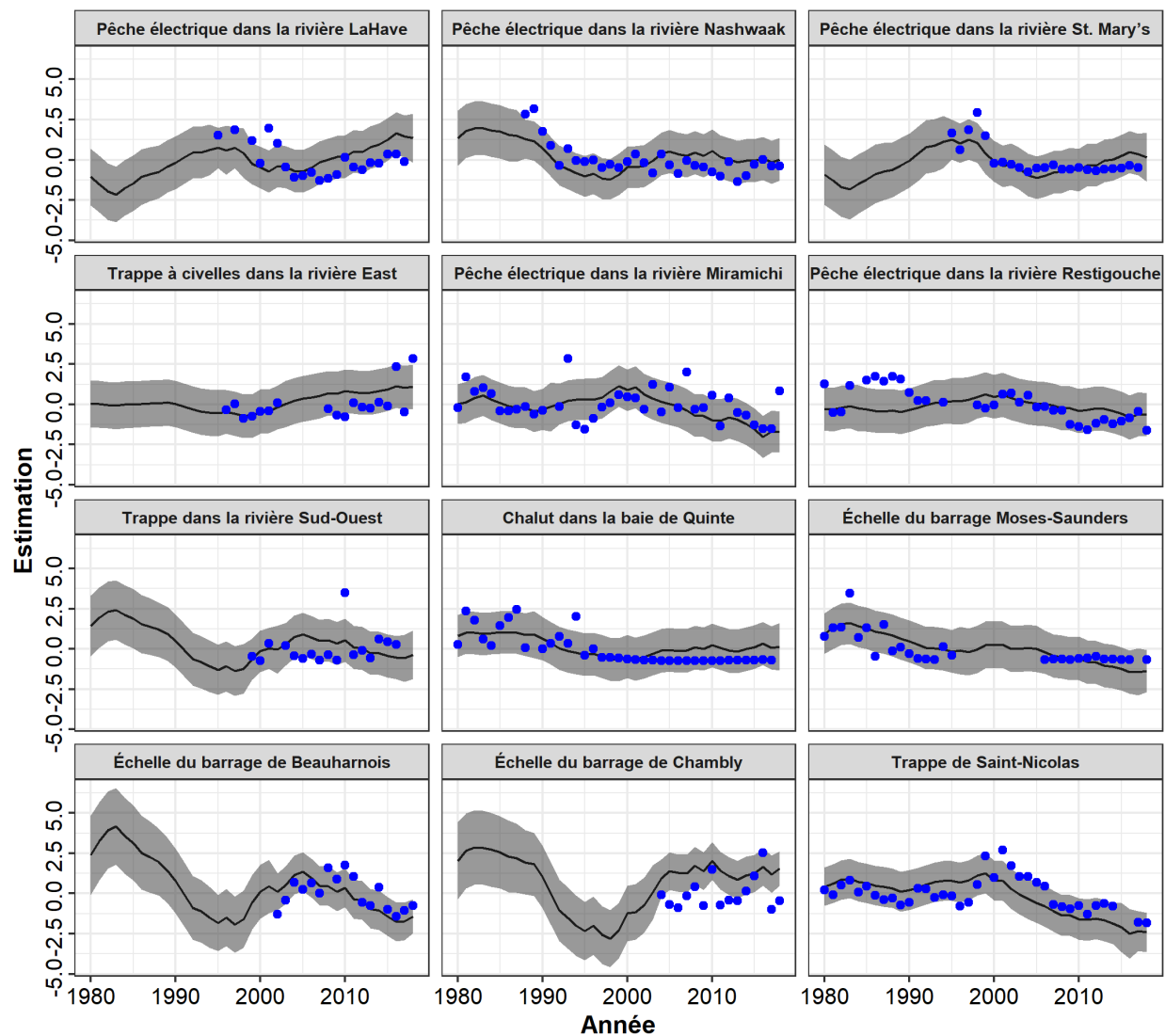


Figure A6.2. Prédictions propres aux séries chronologiques issues de l'analyse des facteurs dynamiques ajustée aux données brutes (non normalisées) pour les années de 1980 à 2018. Les points bleus représentent les données, la ligne noire les prédictions moyennes et la zone grise les intervalles de confiance.